Economic Analysis

Research Paper Series

Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialization and Trade

by John R. Baldwin and W. Mark Brown

No. 005

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ECONOMIC ANALYSIS RESEARCH PAPER SERIES

The Economic Analysis Research Paper Series provides for the circulation of research conducted by the staff of National Accounts and Analytical Studies, visiting Fellows and academic associates. The research paper series is meant to stimulate discussion on a range of topics including the impact of the New Economy, productivity issues, firm profitability, technology usage, the effect of financing on firm growth, depreciation functions, the use of satellite accounts, savings rates, leasing, firm dynamics, hedonic estimations, diversification patterns, investment patterns, the differences in the performance of small and large, or domestic and multinational firms, and purchasing power parity estimates. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions.

The primary distribution medium for the papers is the internet. These papers can be downloaded from the internet at www.statcan.ca for free. Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices and provincial statistical focal points.

All the papers in the Economic Analysis Research Paper Series go through institutional and peer review to ensure that they conform to Statistics Canada's mandate as a government statistical agency and adhere to generally accepted standards of good professional practice.

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
24th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
Telephone: (613) 951-1804

Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialization and Trade

by
John R. Baldwin *
and
W. Mark Brown **

11F0027 No. 005
ISSN: 1703-0404
ISBN: 0-662-32408-0

No. 005

* Micro Economic Analysis Division
24th Floor, R.H. Coats Building
Statistics Canada
Ottawa, K1A 0T6
(613) 951-8588
E-mail: baldjoh@statcan.ca
Fax: (613) 951-5403

** McGill University
and Micro-Economic Analysis Division
Statistics Canada
(514) 398-3242
Email: brown@geog.mcgill.ca

July 2002

The authors' names are listed alphabetically.

This paper represents the views of the authors and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Aussi disponible en français

103-03863/

Table of Contents

ABSTRACT II

EXECUTIVE SUMMARY III

ACKNOWLEDGEMENTS VI

1. INTRODUCTION 1

2. DEFINING AND CHARACTERIZING THE RURAL/URBAN HIERARCHY 5

2.1 Defining the Rural/urban Hierarchy 5
2.2 Structural Change Across the Rural/urban Hierarchy 7

3. MEASURING VOLATILITY AND ITS COMPONENTS 11

3.1 Variance Decomposition 11
3.2 Volatility Across the Canadian Rural/urban Hierarchy 13

4. CORRELATES OF VOLATILITY 16

4.1 Choosing the Structural Correlates of Volatility 16
4.2 Structural Correlates Regression Model Results 18
4.3 Correlates of volatility change 21
4.4 Understanding Structural Change 25
4.5 Correlates of Structural Variable Change 27

5. CONCLUSION 29

REFERENCES 31

Abstract

This paper measures the volatility of manufacturing employment growth across Canadian regions for the period 1976-97. It also attempts to relate the structural characteristics of regional economies to their levels of employment volatility. In particular, the analysis focuses on testing whether diversity, growth, plant size and export intensity are empirically related to volatility levels.

Using cross-sectional analysis, the paper shows regions that are more stable tend to be more diverse, have lower than average growth rates, larger plant sizes and higher export intensity. These relationships are stronger for regions that have low manufacturing employment than for those where manufacturing employment is larger.

Different results emerge when changes in volatility between the first and the last half of the period (1976-87 and 1988-97) are examined. Although increased diversity and export intensity are associated with decreased volatility in larger regions, these variables have the opposite effect on smaller regions. We therefore conclude that the admonitions about diversity and the benefits of increasing trade liberalization are not felt equally. They may be beneficial in terms of reducing volatility in larger regions, but they have not done so in smaller regions. The very nature of the small regions makes their adjustment to structural change much more difficult.

Finally, the paper shows that increases in export intensity affects the underlying structures of regional economies. Regions with high export intensity and increases in export intensity are more specialized and becoming more specialized, respectively. Higher export intensity and increases in export intensity are also associated with larger and increasing plant sizes, respectively. The movement to freer trade between Canada and other countries then is associated with structural shifts in the Canadian economy that have offsetting effects on volatility. Increased trade is associated with larger plant sizes, which tend to dampen volatility, and decreases in diversity, which tends to magnify volatility. When these offsetting effects are taken into account, the finding that increased trade liberalization tends to reduce volatility for large regions, but increase volatility in smaller manufacturing centres still holds.

Keywords: employment volatility, economic diversity, international trade, regional economic change

Executive Summary

Diverse economies are often said to be desirable because they will be less volatile and more innovative. In this paper, we investigate the validity of the contention that volatility of employment growth and diversity of industrial structure are negatively related across Canadian regions. In addition, we ask how the changing export orientation of Canadian regions has been related to changes in their volatility. Growing exports are theoretically associated with increasingly specialized regional economies, and therefore, economies that may be more volatile.

A longitudinal panel data set is used to study the volatility of the Canadian manufacturing sector for a cross-section of Canadian regions (census divisions), whose boundaries are held constant, for the period 1976 to 1997. Volatility is measured as the variance of a region's annual employment growth rate over the 1976-1997 study period.

A number of questions are examined:

1. *Are rural regions more volatile than urban regions?*

   For this exercise, census divisions are divided into an urban/rural hierarchy—core areas of the large metro areas, their suburban fringes, medium metro areas, small metro areas, and two rural areas—those adjacent and not adjacent to metropolitan regions.

   Volatility is lowest in the core of the large metro areas and highest in the two rural areas. The latter are at least five times as volatile on average as the core metro areas. The volatility of medium and small metro areas lies in between the core and the rural areas. Suburban metro areas exhibited the most volatility of the four metropolitan areas, potentially because of the substantial shift in employment from the core to the suburbs of large metro areas over the period.

2. *Has the changing industrial composition of regions between 1976 and 1997 resulted in manufacturing economies that are more or less stable?*

   For large metropolitan regions, their suburban fringes, and medium sized metropolitan areas, change in their industrial makeup had a relatively small absolute effect on their levels of employment volatility. However, in smaller metropolitan areas and rural regions, shifts in their industrial structure were associated with increased instability. For smaller metropolitan regions, this was because of the increased importance of industries whose growth rates were more synchronized, which tends to dampen the potential benefits of diversification. On the other hand, in rural regions it was the concentration of employment in more volatile industries that was most likely the cause of greater volatility.

3. *How is the volatility of a region related to certain average structural characteristics?*

   The paper investigates whether volatility is related to export intensity and to other underlying characteristics, like industry diversity, plant size, growth rates, and total manufacturing employment.

   In the cross-sectional analysis reported herein, regions that are more diverse, have lower than average growth rates, larger plant size and higher export intensity are found to be more stable. Conversely, regions that are more specialized, that have smaller plants and that have lower exports are more volatile.

   This study also investigates whether the relationship between volatility and industrial characteristics differ between larger regions (more than 1000 employees in the manufacturing sector) and smaller regions (less than 1000 employees in the manufacturing sector). This relationship is stronger for regions that have low manufacturing employment than for those where manufacturing employment is larger.

4. *How have the structural characteristics (export intensity, industrial diversity, average plant size) of regions changed over time?*

   Export intensity and industrial diversification have generally increased over all regions. The export intensity of both the core and the fringe of the largest metro areas have increased most over the period. Industrial diversity has also increased in most regions but more so in those regions further down the rural/urban hierarchy. Plant size, as measured by average employment, has fallen generally; but this decline has been larger in the medium and small metro areas.

5. *How are changes in volatility related to changes in these structural characteristics (export intensity, industrial diversity, average plant size) of different regions between the first half of the period (1976-86) and the latter half of this period (1987-97)?*

   Changes in diversity and the benefits of increasing trade liberalization have not been felt equally in smaller and larger regions. Increases in diversity, and increases in plant size or export intensity were associated with decreased volatility in the larger, more urban regions. They have had the opposite effect in the less populated, smaller, more rural regions.

6. *How have average plant size and industrial diversity responded to increased trade intensity at the regional level?*

   Areas with high export intensity and increases in export intensity are more specialized and becoming more specialized, respectively.

   Export intensity and changes in export intensity are also associated with higher and increasing plant size, respectively.

The movement to freer trade then has had offsetting effects. It is directly associated with declining volatility in larger regions and it is indirectly associated with increases in plant size and decreases in diversity, which have had offsetting effects on volatility.

When the offsetting effects of growing trade on plant size and diversity are taken into account, we find that increased trade liberalization on balance reduced volatility for large regions, but on balance it increased volatility in smaller manufacturing centres.

Acknowledgements

Previous versions of this paper were presented to the Canadian Association of Geographers meeting in Montreal and the North American Regional Science meetings in Charleston, SC. We are grateful for the helpful comments of participants from both conferences as well as those of two anonymous referees. We also wish to thank Robert Gibson for his excellent research assistance. This research was supported by a Statistics Canada Postdoctoral Research Fellowship and a Social Sciences and Humanities Research Council Grant (File No. 410-2001-1252).

1. Introduction

Diverse regional economies are often said to be desirable because they will be less volatile. Although diversity is a potentially desirable property of regional economies, it may be increasingly difficult to achieve as regions integrate into continental and world markets. That is, through the pursuit of their comparative advantage, regions may be becoming more specialized, and therefore, vulnerable to economic shocks.

In this paper, we investigate the validity of the contention that greater diversity leads to lower volatility for the manufacturing sector in Canadian regions. We also investigate whether Canada's growing export orientation leads to more volatile regional economies. Volatility is measured throughout the paper as the variance of each region's annual manufacturing employment growth rate over the study period (1976-1997).

Reducing volatility has long been a goal of regional economic development agencies (Schooning and Sweeney 1992). Volatility is viewed as an undesirable characteristic for two reasons. First, high rates of volatility are often associated with higher rates of unemployment, because negative economic growth leads to displaced workers who find it difficult to obtain new jobs. Second, high rates of volatility make it difficult for governments to plan long-term investments in public infrastructure such as roads, schools, and hospitals.

In order to reduce volatility, local development authorities often attempt to attract industries that will diversify their region's economic base. Diversification is meant to smooth the 'ups and downs' of the local economy. In Canada, diversification has frequently been the explicit or implicit objective of regional development agencies. For example, one of the main goals of the Western Diversification Fund is to diversify the economies of the western provinces away from their natural resource based industrial structure (Savoie 1992).

Efforts to reduce volatility on the part of regional development agencies may be helped or hindered by other government policies. Trade policy may be one of the most important. Canada's growing trade with the world is the result of trade policy developed at the national level, from the Kennedy and Tokyo round of tariff cuts in the 1960s and 1970s to the Canada-U.S. Free Trade Agreement (FTA) and the North American Free Trade Agreement (NAFTA) in the 1990s. As regions engage in more external trade, they may become increasingly specialized as they focus their production in industries where they possess a comparative advantage (Howes and Markusen 1993). Increasing trade might result in more specialized regional economies that are, in turn, increasingly vulnerable to economic shocks. Therefore, national trade policies may conflict with efforts to diversity regional economies. However, it is not only policies implemented at the national level that could result in increased volatility. The same may also be true of policies developed by regional governments.

Many regional economic authorities have pursued policies aimed at encouraging economic growth through export promotion, which, again, potentially leads to more specialized regional economies.[1] In a similar vein, regional development agencies have sought to develop clusters of firms in similar or related industries. Many researchers point to the benefits of clustering, which include innovation externalities that result from competitors locating close to each other (Porter 1998; see also Glaeser et al 1992); the potential knowledge spillovers amongst firms; and, access to specialized suppliers and pools of skilled workers that are required by industries (Marshall 1920 and Krugman 1991). These economies are intended to enable firms to achieve a competitive advantage and export success, but again may also lead to more specialized regional economies. Therefore, when growth policies either directly or indirectly promote specialization, local economic authorities are placed in the position of trading off seemingly contradictory goals—economic growth as opposed to a stable economic environment.[2]

Given the importance of reducing volatility as a policy goal and the potential trade-off between volatility and growth driven by trade policy, this paper has three objectives. The first is to simply measure the level of volatility in the Canadian manufacturing sector in different regions. Very little work has been undertaken in Canada in this area, and therefore, this paper provides a benchmark measure of employment volatility in the Canadian manufacturing economy. The paper's second objective is to test the relationship between specialization, and other regional characteristics, and volatility. That is, we want to know whether regions that are more specialized are, in fact, more volatile. Previous studies undertaken in the U.S. have found this is not always the case. The third and final objective is to test whether specialization driven by trade and volatility that results from economic specialization driven by trade are empirically related.

To guide the research, we ask four related questions. First, how does the volatility of economic growth vary across Canadian urban and rural regions of varying sizes? Of particular interest are volatility levels of rural regions, because rural economies are often characterized as unstable (Schoening and Sweeney 1989 and Siegel, Alwang and Johnson 1995).

Second, we ask how the changing industrial structure of regional economies is related to changing volatility levels? Here we investigate whether the shifting industrial composition of regional economies has been associated with either increasing or decreasing volatility. We try to distinguish between two alternate scenarios. As regional economies evolve over time, they might be diversifying, possibly resulting in lower volatility; but they also might be shifting towards industries that are inherently unstable, thereby leading to higher volatility.

Third, we ask whether volatility is negatively related to the degree to which regions are diversified. Whether there is an empirical relationship between diversification and volatility does not emerge clearly from previous U.S. studies. On the one hand, Kort (1981), Sherwood-Call (1990) and Malizia and Ke (1993) find a positive relationship between diversity and stability. But Attaran (1986) and Smith (1990) question whether diverse regions are more stable. Wagner

[1] Chaundy (2001) has noted that both the federal government, through the Atlantic Canada Opportunities Agency, and the four Atlantic Provinces have all pursued policies aimed at increasing exports.

[2] Wagner and Deller (1998) argue that this contradiction may be more apparent than real. That is, stability and growth can be pursued if, in the short-run, authorities follow a growth strategy, but in the long run, they seek to diversify the region's economy.

and Deller (1998), who go to great lengths to develop and test a more sophisticated measure of diversity, find only a weak positive statistical relationship between diversity and stability.

Wagner and Deller (1998), drawing on the work of several authors, identify four reasons why previous studies have provided inconsistent findings. Specifically, they refer to use of (1) small samples, (2) overly aggregate data, (3) poor measures of diversity and volatility, and (4) a reliance on simple statistical tests as possible reasons for inconclusive results. Our analysis addresses these criticisms by using: a larger sample of regions, highly disaggregate data, and simple, yet logically justifiable, measures of diversity and stability. Furthermore, the analysis utilizes a multivariate statistical framework, which reduces the possibility of missing variable bias.

Finally, we ask whether increasing trade intensity has been associated with increasingly specialized regional economies, as would be suggested by the comparative advantage branch of trade theory and, therefore, whether Canada's growing trading relationship with the world has led to higher levels of economic instability.

Increased trade can lead to specialization across industries or within industries. Falling trade barriers may cause economies to specialize in those industries where they possess a comparative advantage; possibly driven by differences in their relative factor endowments (Ohlin 1933) or because of technological differences that apply across industries (Krugman 1994). External economies, be they country- or region-specific, may also lead to specialization at the industry level (Krugman 1994). Under these theories, trade liberalization will lead regional economies to become increasingly specialized in specific industries (Howes and Markusen 1993).

Despite the attention that comparative advantage is often given in the trade literature, it is important to point out that trade theory does not have a single hypothesis regarding the relationship between trade and specialization. An alternate branch of trade theory suggests the results of increased trade will not so much be an increase in specialization across industries as an increase in specialization within industries. Within industry (intra-industry) specialization occurs when firms specialize in a smaller number of products associated with that industry. This may result from the replacement of many small plants with fewer larger plants and/or fewer varieties of products being produced within each plant. Increasing returns to scale (Grubel and Lloyd 1975, Krugman 1981 and Helpman and Krugman 1985) and technological differences[3] across firms (Davis 1995) have been identified as potential causes of increased intra-industry trade and specialization. Intra-industry specialization by definition does not lead to greater specialization (or less diversity) at the industry level.

Increased trade, in these examples, may impact on plant size, which in turn may have an affect on volatility. Employment in larger plants is, on average, less volatile than employment in smaller plants (Baldwin and Dhaliwahl, 2000). One explanation for this empirical regularity is that the much larger embedded organizational capital associated with large plants dampens their rate of growth and decline. Thus, increasing exports may result in reduced volatility through its affect on plant size. Intra-industry specialization then could have the opposite affect on volatility

[3] These are defined as Ricardian, Hicks neutral technological differences.

as inter-industry specialization. And, of course, both phenomena may occur simultaneously, thus leading to offsetting effects of changing export intensity.

Therefore, when viewed as a whole, trade theory suggests that the impact of increasing trade on specialization depends on the underlying structural changes taking place—whether resource reallocation occurs across or within industries. In turn, the impact of structural change on volatility depends crucially on the type of structural change that is occurring.

Empirical studies reveal that an increasing proportion of Canada-U.S. trade since the implementation of the FTA/NAFTA is of the intra-industry type (Gu and Sawchuk 2000). This implies specialization is occurring within industries. Furthermore, there is also evidence that, with the implementation of the FTA, Canadian plants have become larger relative to those of the United States, though results do not suggest that scale changes are particularly concentrated in industries where tariffs have gone down the most (Head and Ries 1999). In addition, a smaller number of varieties of products are being produced per plant (Baldwin, Beckstead and Caves 2001), which has allowed the manufacturing sector to take advantage of economies associated with longer production runs. Therefore, there is some reason to believe that, at least in Canada's case, trade has lead to increased specialization at the plant level.

The remainder of the paper is organized as follows. In Section 2, we define the Canadian rural/urban hierarchy and illustrate how the structure of regional economies varies across the hierarchy and over time. Section 3 includes a discussion of how we measure volatility, and the results of our analysis of the levels and components of volatility across the Canadian rural/urban hierarchy. Section 4 tests the relationship between economic structure and volatility using various regression models. Section 5 includes a brief conclusion.

2. *Defining and Characterizing the Rural/urban Hierarchy*

The research questions outlined above are addressed using a broad cross-section of Canadian regions assigned to a Canadian rural/urban hierarchy classification. In this section, we define the rural/urban hierarchy and characterize it in terms of various structural characteristics of regional economies. Throughout the analysis, we will use data derived from the Annual Survey of Manufactures (ASM) as a basis for measuring the volatility of employment growth and its various correlates used in the regression analysis. We focus on the manufacturing sector because the majority of Canada's exports are in goods produced by this sector (Statistics Canada 2001). Therefore, structural change resulting from increased trade is likely to affect manufacturing the most. The time period for the analysis is 1976 to 1997, the longest period for which we have consistent manufacturing data by census divisions. We examine volatility over the entire time period and between the first and second half of the period (1976-1986 versus 1987-1997).

2.1 Defining the Rural/urban Hierarchy

In this paper, we ask whether volatility differs across rural and urban parts of Canada, whether structural shifts in the Canadian economy have occurred, and whether diversity and other potential correlates are related to differences in volatility across regions and over time.

In order to address these questions, a constant geography of regions over the study period is created. We require a constant geography because we want to ascertain whether changes in volatility arise from underlying structural changes in the regional economies rather than from changes due to the shifting borders that result in some plants being reclassified from one region to an other. For example, if a large plant shifts between regions because of a boundary change, the resulting decline in employment for one region and a rise in the other will cause an increase in volatility for both. This increase in volatility is not due to a structural change, but is an artefact of shifting regional boundaries.

The fundamental geographic unit used in this study is the census division, because it is the most consistent geographic classification below the sub-provincial scale over time. Although the boundaries of most census divisions remain the same during our period of study, in a number of cases, their borders changed considerably. In order to provide a consistent measure of change through time, we held the geography of census divisions constant, with the exception of a few census divisions, to their 1976 configuration. The methodology used to accomplish this is described in Baldwin and Brown (2001).

After the constant regional identifier is created at the census division level, each region is assigned to a location within the rural/urban hierarchy based on 1976 information about the region's size and adjacency to metropolitan areas. Defining a census division's place within the rural/urban hierarchy is also necessary for the analysis because it provides us with a means to compare different Canadian communities based on their population size, which is positively associated with their level of the diversity (Baldwin and Brown 2001). For this purpose, we use a modified version of the Beale rural/urban coding system than was originally developed by the

U.S. Department of Agriculture and that has been modified and applied to the Canadian rural/urban system (Baldwin and Brown 2001).

The six rural/urban categories are summarized in Table 1. The Beale coding system classifies census divisions based upon their relationship to the Canadian rural/urban hierarchy as defined by the size of Census Metropolitan Areas (CMAs) and Census Agglomerations (CAs) that they encompass or in which they are included. The census divisions are classified first by whether they belong to a metropolitan area and then by the population of that metropolitan area. Outside the metropolitan areas, they are classified on the basis of their location relative to metropolitan regions (i.e., Nonmetro-Adjacent versus Nonmetro-Nonadjacent) (see Table 1). Therefore, the Beale coding system contains both hierarchical (size) and geographic (location) components. As such, it provides us with a perspective on the influence of location and position within the rural/urban hierarchy on industrial change.

Table 1. Description of Beale Coding System

Code	Name	Description
0	Large Metro	Central and most populous census division of a CMA with a population greater than 1 million
1	Large Metro Fringe	Remaining census division(s) within or partially within a CMA with a population greater than 1 million
2	Medium Metro	Census division(s) containing, within, or partially within a CMA with a population between 250,000 and 999,999
3	Small Metro	Census division(s) containing, within or partially within a CMA/CA with a population between 50,000 and 249,999
4	Nonmetro-Adjacent	Census divisions that share a boundary with a CMA/CA and the CMA/CA has to have a population greater than 50,000
5	Nonmetro-Nonadjacent	Census divisions that *do not* share a boundary with a CMA/CA that has a population greater than 50,000

Source: Baldwin and Brown (2001).

Note: Because CMA and CA boundaries are different than census division boundaries, census divisions may: (1) contain entire CMA/CAs; (2) be found completely within CMA/CA boundaries; or (3) be only partially within the territory of a CMA or CA. In all cases, the census division is classified using the Beale code that is associated with the size of that CMA/CA.

For this analysis, we maintain a constant Beale classification over the study period. That is, each census division is given a Beale classification based on the 1976 population of CAs and CMAs. This allows us to consistently compare the volatility of Beale-classified regions over time. If the rural/urban classification of regions were allowed to change over time, it would be unclear whether changes in volatility were due the reclassification of census divisions as the population of their related CA or CMA changed over time, or whether it was due to structural changes within the rural/urban category.

2.2 Structural Change Across the Rural-urban Hierarchy

The structures of regional economies vary by diversity, size and export intensity. As a prelude to our examination of differences in volatility and how changes in volatility relate to structural change, this section first describes how the basic characteristics of Beale-classified rural and urban regions have changed over time. The characteristics that are examined are diversity, average plant size, growth rates and export intensity.

Potentially one of the most important forces driving structural change in the Canadian economy over the twenty-two year study period has been the increasing links between Canadian regions and the broader North American and world economy through increased trade. We measure the importance of exports to regional economies by calculating their export intensity. Export intensity is defined as the proportion of the value of manufactured goods produced by firms in a census division that is exported. These proportions are derived from the Annual Survey of Manufactures, which on a periodic basis asks manufactures what percentage of their own manufactured goods are exported.[4]

The average export intensity of census divisions classified by Beale category is reported for 1979 and 1996 in Figure 1. The export intensity of urban and rural areas increased over the 1979 to 1996 period. Export intensity increased the most in Large Metro areas, which have almost caught up to the other regional categories over the period. The growth in export intensity was also strong in the Large Metro Fringe and Nonmetro-Adjacent areas.

The theory of comparative advantage would predict that the degree of specialization should increase as Canadian regions integrate into the world economy. To measure diversity, we use the Herfindahl index, $HERF_r = \sum_i w_i^2$, where w_i is the share of each industry i in census division r. Industries are defined using the 4-digit 1980 SIC. The value of a Herfindahl index ranges from a maximum of 1, where all employment is concentrated in some industry i to a minimum of $1/n$ where employment is evenly spread across n industries.

The average HERF index for census divisions classified across Beale categories is presented in Figure 2. Reported in the figure are average index values for the beginning and end years of the study, 1976 and 1997. There is a strong relationship between diversity and the rural/urban hierarchy. As we move down the rural/urban hierarchy the level of diversity generally falls. Rural regions have much more specialized economies than urban regions, and in particular, the cores of large metropolitan regions.

[4] Contrary to other data that are used herein, the data on exports only covers long-form plants. These plants make up over 92% of sales in the early 1990s.

Figure 1. Average Census Division Export Intensity by Beale Category, 1979 and 1996

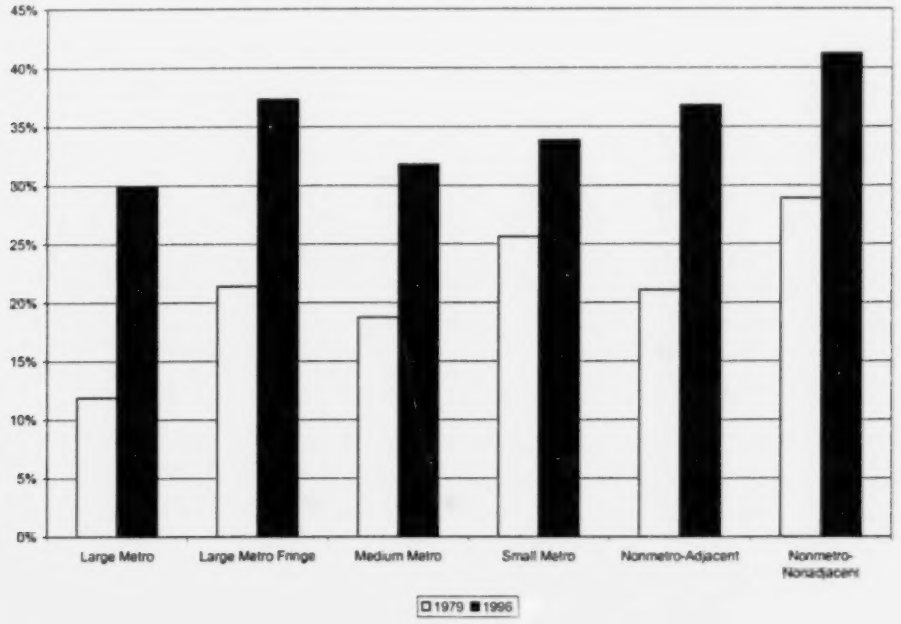
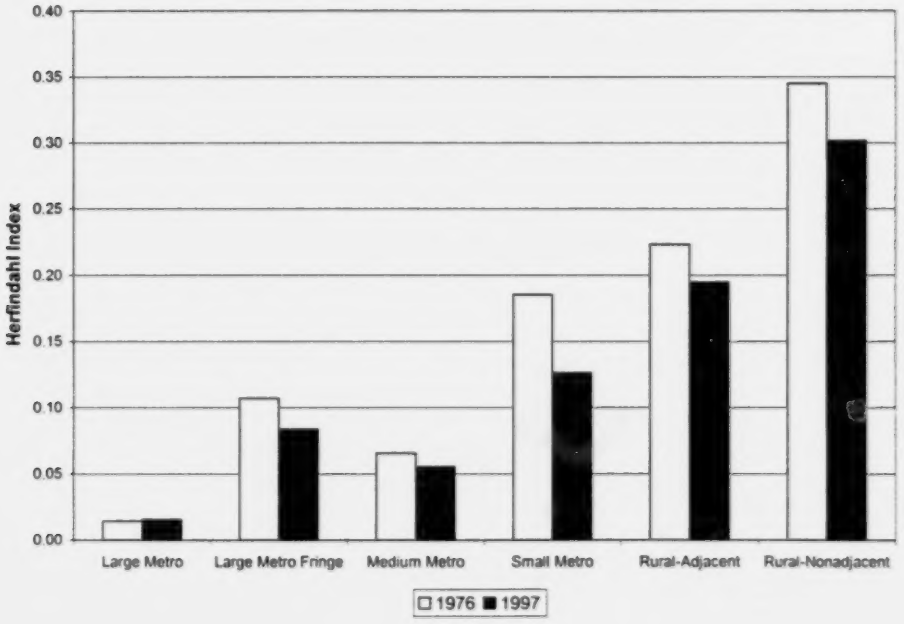


Figure 2. Average Census Division Herfindahl Index by Beale Category, 1976 and 1997



While the differences in the observed levels of specialization accord with our expectations, changes between 1976 and 1997 do not suggest that trade has led to more specialization. There has been a general increase in diversity between 1976 and 1997; with the exception of Large Metro census divisions. This occurred despite the fact that export intensity increased over the period.

There is an expectation that increased trade may have increased plant size as firms increasingly exploited increasing returns to scale. However, the average employment size of plants found in a census division has declined between 1976 and 1997. Figure 3 reports the average plant size—calculated by dividing total employment in a census division by the number of plants—by Beale category for 1979 and 1997.

For the metropolitan census divisions, there has been a substantial decline in average plant size over the period. This phenomenon results from an increasing share of employment in smaller plants and has been reported earlier by Baldwin (1998). The rising share of employment in small plants has been taking place in both Canada and the United States (Baldwin, Jarmin, and Tang, 2002).

Regional economies also differ in terms of their employment levels and growth rates. Average census division employment levels decline rapidly across the rural/urban hierarchy. Although, overall employment levels in manufacturing have remained fairly static, with employment levels only increasing from 1.7 to 1.8 million between 1976 and 1997 (see Baldwin and Brown 2001), there has been change in the employment size of the manufacturing sector in each of these regions over time. Between 1976 and 1997, the average level of manufacturing employment in Large Metro and Small Metro census divisions declined, while average employment in the Large Metro Fringe, Medium Metro and the two rural categories increased (see Figure 4).

Figure 3. Average Census Division Plant Size by Beale Category, 1976 and 1997

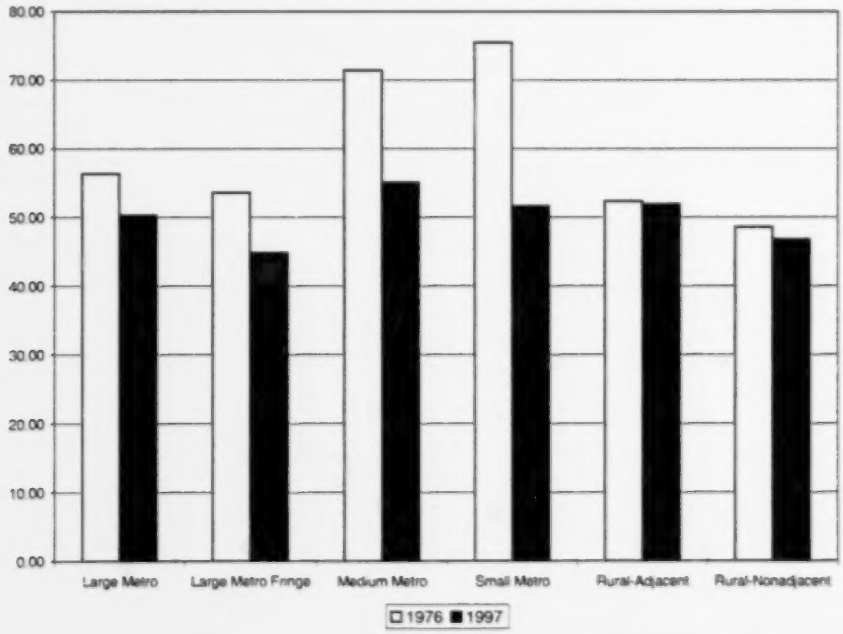


Figure 4. Average Census Division Total Manufacturing Employment Levels by Beale Category, 1976 and 1997

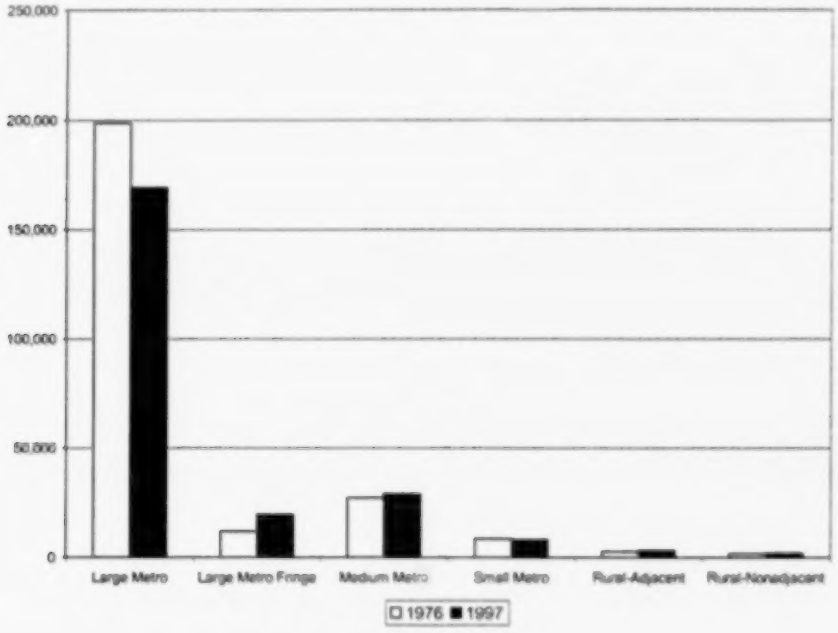
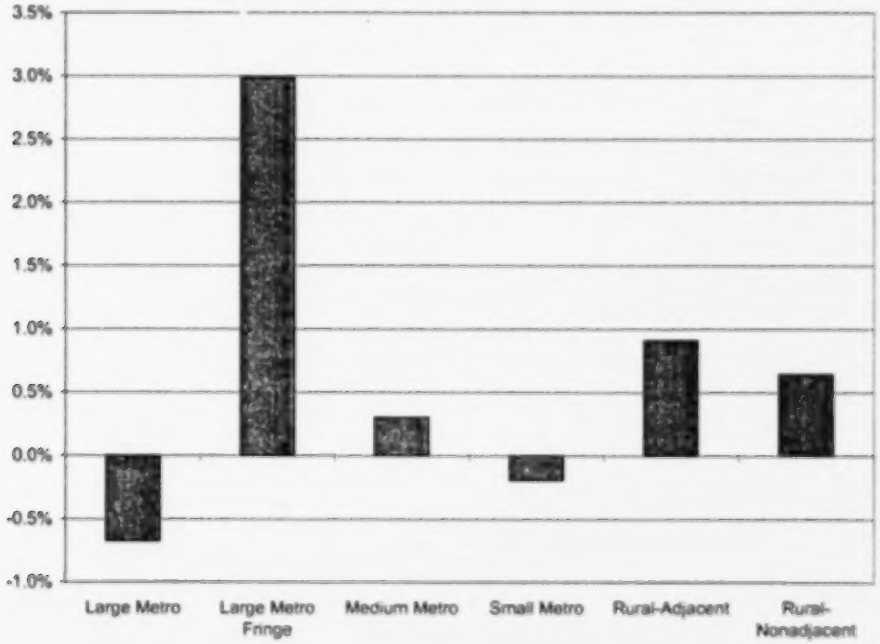


Figure 5. Census Division Average Annual Growth Rates by Beale Category, 1976-1997



The average annual employment-growth rates by Beale category are reported in Figure 5. The highest and lowest (negative) average growth rates were in the Large Metro Fringe and Large Metro regions, respectively. Their relative growth rates reflect the general trend towards the suburbanization of manufacturing employment (Coffey 1994 and Baldwin and Brown 2001). Growth rates were modest in Medium Metro classified census divisions and negative in Large Metro and Small Metro census divisions. The two rural categories had the second and third highest growth rates.

3. Measuring Volatility and Its Components

In this study, we measure volatility as the variance of annual regional growth rates of total manufacturing employment in each census division. We use the variance of growth as a measure of volatility for two reasons. The first is that changes in the rate of growth are often disruptive to a regional economy. This is because of either the labour shortages or unemployment that results from changing rates of growth and also from the difficulty that public agencies face when making long-term plans to build public infrastructure (e.g., road and hospitals) in an environment of economic uncertainty.

The second reason is subtler, but nonetheless just as important. Unlike other measures of volatility (see Schoening and Sweeney 1992), the variance of growth can be decomposed into two components, that which is due to the variance of the growth of individual industries and that which results from the correlations amongst industry growth rates. We do so here in order to inform our statistical models and to examine whether the two components vary in a differential way across the urban/rural hierarchy.

The rest of this section is divided into two parts. The first part discusses the variance decomposition. The second part discusses the levels of volatility across the Canadian rural/urban hierarchy that we have defined above, as well as the relative importance of the components of volatility for these rural and urban classifications.

3.1 Variance Decomposition

In order to measure the influence of changing levels of diversity on volatility, we must consider the nature of both new and incumbent industries in an area. This can be accomplished by decomposing the variance of growth in a region into two components: (i) the variance of growth rates of individual industries (*industry effect*) and (ii) the covariance amongst the growth rates of these industries (*portfolio effect*) (see Sharpe 1970). In particular, the variance of growth, σ_r^2, for region r is given by:

$$\sigma_r^2 = \sum_i w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i \neq j} \sum_{j \neq i} w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j, \qquad (1)$$

where σ_i^2 is the variance of annual growth rates of industry i, w_i is the weight of ith industry, and ρ_{ij} is the correlation between the ith and jth industries found in region r. Growth rates and industry weights are measured by annual employment growth and employment shares, respectively.

Using (1), we can isolate the influence of diversity on volatility by making the strong assumptions that the variances of annual growth rates across all industries are the same and the correlation between industry growth rates is zero. In this case, (1) reduces to

$$\sigma_r^2 = \sigma^2 \sum_i w_i^2, \qquad (1.1)$$

where the subscript on σ^2 has been dropped because the variance of growth rates across sectors is assumed to be equal. Interestingly, the summation term, $\sum w_i^2$, is equivalent to the Herfindahl measure of economic diversity that we defined above.

In a world consistent with the assumptions that underlie (1.1), volatility will decrease with the number of industries found in a region. Volatility will be equal to $\sigma^2(g)$ if there is only one industry in the region and its minimum value will be $\sigma^2(g)/n$ if all n industries in the region have the same share of employment. Therefore, *ceteris paribus*, volatility should fall as employment shares are spread more equally across industries and/or the number of industries in a region increases. It is this relationship that underlies the argument that diversification of a region's economic base should reduce volatility. Note, however, that this result depends on the assumptions that the covariance of growth is zero and the variance of growth is equal across all sectors.

To illustrate the effect of relaxing the assumption of zero covariance and equal variance of growth across sectors, it is helpful to consider the case where the region in question has two industries, 1 and 2. This allows us to rewrite (1) as

$$\sigma_r^2 = w_1^2\sigma^2{}_1 + (1-w_1)^2\sigma^2{}_2 + 2w_1\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 - 2w_1^2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 \qquad (1.2)$$

If we assume that $w_1 < w_2$, raising industry 1's share increases diversity. Therefore, taking the first derivative of (1.2) with respect to w_1 allows the isolation of the influence of an increase in diversity on volatility:

$$\frac{\partial\sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2\left[w_1\sigma^2(g_1) - (1-w_1)\sigma^2(g_2) + (1-2w_1)\rho_{12}\sigma_1\sigma_2\right] \qquad (2)$$

If we assume, as above, that individual industry variances are the same, $\sigma_1 = \sigma_2$, (2) reduces to

$$\frac{\partial\sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2\sigma^2\left[\rho_{12} - 1\right], \qquad (2.1)$$

where $\sigma^2 = \sigma_1\sigma_2$. Equation (2.1) implies that increasing diversity will reduce volatility as long as the correlation amongst industry growth rates is below 1, but the effectiveness of diversification will fall as the correlation amongst industry growth rates increases.

To understand the influence of differing industry variances, it is helpful to refer back to (2). The first two terms in the square brackets indicate that an increase in industry 1's share reduces the variance of growth only if the second term outweighs the first. This is more likely the closer w_1 is to zero and/or the larger the ratio of $\sigma^2(g_2)$ to $\sigma^2(g_1)$; that is, the more extreme the initial level of specialization in industry 2 and the more volatile industry 2 is relative to industry 1. Of course, if industry 1 is more volatile than industry 2, the volatility dampening effect of diversification may be completely nullified and in the extreme, diversification may increase volatility. The third term in the square brackets will be positive if the correlation between the sectors' growth rates is positive.[5] In other words, raising industry 1's share of employment also increases the influence of the covariance of 1's growth rate with industry 2's growth rate. Therefore, even if the net influence of the first two terms is negative, the third term may offset their effect. Overall, these results show that there is no analytical solution to the question posed above; there is no unambiguous influence of diversity on volatility.[6] In the following section, we examine the nature of the actual relationship for Canada.

3.2 Volatility Across the Canadian Rural/urban Hierarchy

Several measures of the distribution of volatility across the six Beale rural/urban categories are presented in Table 2.[7] Among these are the mean, the median, and the upper and lower quartiles. The mean of the variance is highest in the two rural categories—Nonmetro-Adjacent and Nonmetro-Nonadjacent—and lowest in the Large Metro category. However, the mean levels of volatility in the rural areas are being driven by a few census divisions with very high levels of volatility. We observe such high maximum variances in those census divisions classified at the lower end of the rural/urban hierarchy because they are the most likely to be populated by a small number of plants, possibly with one dominating overall employment. Consequently, a large layoff in one plant can lead to a 90% drop in employment and rehiring the same workers in the next period can lead to a 900% increase employment.

When median levels of volatility are used, there is still a strong hierarchical relationship between size of region and volatility. That is, the lower down a census division is in the rural/urban hierarchy, the higher the level of employment volatility. The same is true for the lower and upper quartiles of the distributions for each Beale category.

---

[5] We ignore the possibility that the covariance between g_1 and g_2 is negative, although this is possible.

[6] MacBean and Nguyen (1980) make a similar point regarding the influence of the commodity concentration on export earning instability.

[7] The sample of census divisions includes only those that had manufacturing employment for every year of the study period.

Table 2. Summary Measures of the Variance of Census Division Employment Growth Across Beale Categories, 1976-1997

Beale Category	Mean	Minimum	Lower Quartile	Median	Upper Quartile	Maximum	n
Large Metro	17.98	10.33	10.33	16.82	26.79	26.79	3
Large Metro Fringe	121.75	33.29	47.32	68.29	124.94	494.34	15
Medium Metro	39.04	9.17	20.90	30.20	40.35	108.84	12
Small Metro	111.98	15.75	34.84	45.51	90.79	859.25	31
Rural-Adjacent	216.09	19.19	57.00	102.62	154.08	3159.57	69
Rural-Nonadjacent	486.40	23.51	65.90	138.03	363.66	12042.64	123

Source: Annual Survey of Manufactures, special tabulation.

The exception to this hierarchical relationship is the Large Metro Fringe. Employment growth has been strongest in these urban fringe census divisions in Canada over the study period. High rates of growth have been associated with higher levels of volatility as in the U.S. (Malizia and Ke, 1993). The Large Metro Fringe classified census divisions may also have higher levels of volatility because they are on average smaller than Medium Metro census divisions (see Figure 4) and, therefore, potentially less diverse.

In Table 3, we decompose the variance of growth into industry own-effects and a portfolio effect.[8] As was the case with the overall measure of volatility of growth presented in Table 2, the level of volatility and the own or industry effect generally increases as we move down the urban hierarchy.

The portfolio effect accounts for 67%, 34%, 19%, 11%, 10% and 2% of the total variance of each level of the urban/rural hierarchy, starting with the Large Metro areas and ending with the Nonmetro-Adjacent rural areas. But this declining trend basically arises because the own-effect increases over the hierarchy. The absolute size of the portfolio effect has no clear trend. It is larger for the adjacent and the non-adjacent rural areas, but also high for areas classified as belonging to the Large Metro Fringe.

In most areas then, coincident cycles are not as large a problem as is the variability of the industries per se—the own-effect. The implication of these results for policy makers in the smaller metro and rural areas is that reducing the covariance of the growth rates of their bundle of industries is of relatively little importance. Rather, it is more important for this group to focus on reducing the industry own-effect, which depends on the volatility of individual industries[9] and the diversity of the region's economy. On the other hand, planners in the Large Metro or Large Metro Fringe areas might pay more attention to how industries fit together—both because the portfolio effect is large in absolute size and large in proportion to total volatility.

---

[8] The overall effect in Table 3 will not quite equal that described in Table 2 because the decompositions in Table 2 make use of average employment share weights over the period—which change over time in the calculations used in Table 2.

[9] Siegel, Alwang and Johnson (1994) make a related argument. They note that the pursuit of region-wide stability can mask significant industry-specific volatility, which affects both firms and workers associated with these industries.

Table 3. Components of the Variance of Growth Across Beale Categories, 1970- 1997 Period

	Components	Average	1970	1997
Large Metro	Own-effect	[illegible]	[illegible]	[illegible]
	Portfolio Effect	11.54	11.51	11.82
	Total Effect	*17.20*	*17.34*	*17.82*
Large Metro Fringe	Own-effect	65.27	65.87	64.64
	Portfolio Effect	33.48	29.76	33.76
	Total Effect	*98.75*	*95.63*	*98.40*
Medium Metro	Own-effect	31.88	30.80	31.83
	Portfolio Effect	7.26	7.22	8.53
	Total Effect	*39.14*	*38.03*	*40.41*
Small Metro	Own-effect	143.18	168.08	164.95
	Portfolio Effect	17.23	7.76	26.49
	Total Effect	*160.42*	*175.84*	*191.45*
Nonmetro-Adjacent	Own-effect	629.28	637.50	981.59
	Portfolio Effect	63.52	84.74	50.58
	Total Effect	*692.80*	*722.24*	*1032.17*
Nonmetro-Nonadjacent	Own-effect	1187.35	1222.78	1681.84
	Portfolio Effect	26.88	18.88	51.30
	Total Effect	*1214.23*	*1241.66*	*1733.14*

Source: Annual Survey of Manufactures, special tabulation.

Since the structure of regional economies can have such a strong influence on volatility through the own-effect, and to a lesser degree, the portfolio effect, it is important to ask what the influence of changing industrial structure (the relative importance of different industries) has on volatility. To examine this, the overall variance is calculated with the individual industry variances and covariances estimated over the entire period and, alternately, using the beginning- and end-year industry employment weights. By using this procedure to calculate the effect of changes in industrial structure on volatility, we make the implicit assumption that the variances and covariances of individual sectors do not change as the industry weights change (Siegel, Alwang and Johnson 1994).[10]

The levels of volatility using 1970 and 1997 employment weights—the beginning and end years of our study period—for census divisions classified by each of the Beale categories are presented in Table 3. Except for Large Metro, average volatility has gone up in all regions over the period. The increases are particularly large for the Small Metro and both rural classifications. For Small Metro areas, the increase in volatility is due to a rise in the portfolio effect, indicating industrial restructuring has tended to be weighted towards industries whose growth rates are more correlated. On the other hand, for the two rural areas it is the own-effect that accounts for most of their overall increase in volatility. Since on average these areas became more diverse over the period (see Figure 2), this is likely the result of in increasing concentration in more volatile industries. Overall, these results show that the changing industrial structure of these regions has resulted in more unstable growth rates.

[10]This may be the case because increasing the weight of a stable sector may reduce the variance of those sectors that supply it. Similarly, the covariances of two upstream sectors may increase if they begin to sell extensively to a common downstream sector.

In summary, the last two sections have shown that there are important structural changes that have occurred over the study period. The manufacturing economies of regions—be they rural or urban—have become increasingly integrated into world markets through exports. At the same time, regions have generally become more diversified and average plant sizes have fallen, on the surface contradicting expectations. The results presented so far also suggest that there is a relationship between diversity and volatility. Rural/urban areas that are the most diverse also tended to be the least volatile. There are, however, other structural characteristics that vary considerably across the rural/urban hierarchy, such as growth rates and employment levels. These may also influence volatility levels. Moreover, the analysis has shown that the industrial structure of regional economies influences volatility. Therefore, in order to understand the independent influence of any one of these variables on the volatility of regional economies, it is necessary to test their effect within a multivariate statistical framework. The next section of the paper presents the results of this multivariate statistical analysis.

4. Correlates of Volatility

The analysis of the variance decomposition outlined above indicates that the variance of regional growth rates depends on: (1) the diversity of a region's industrial structure; (2) the variance of its industries' growth rates; and, (3) the covariance between those growth rates. These can be thought of as structural characteristics of regional economies, which can be used to inform the selection of potential correlates of volatility. This section specifies what these correlates are and estimates their statistical significance and relative importance.

4.1 Choosing the Structural Correlates of Volatility

The correlates of volatility are chosen from structural characteristics—the diversification, size and export intensity of each census division. For the reader's convenience, a table is included that summarizes the variable names, their definition and the expected sign of the correlation between the variable and the measure of volatility (see Table 4).

We use the Herfindahl index (HERF) to measure diversity and hypothesize that it is positively associated with volatility. The Herfindahl index is used rather than other measures of diversity because of the close mathematical association between diversity and portfolio volatility noted above.[11]

The average size of plants found in a region (PLSIZE) is also hypothesized to affect volatility. Small plants are often new and therefore more vulnerable to closure than larger plants (Baldwin, et al., 1999). Therefore, our expectation is that regions populated with larger plants will have lower volatility. There is also an expectation—based on theory and empirical evidence—that with increased trade, Canadian plants will become larger. Therefore, there may be an indirect relationship between trade and volatility through its influence on plant size.

[11] Alternative measures of relative industrial concentration (diversity) were tested and did not perform as well as the Herfindahl index.

Employment levels and growth rates have also been hypothesized to influence volatility levels (see Malizia and Ke 1993). Although there is a strong expectation that total employment in manufacturing and diversity are correlated, and therefore, the effect of a region's size is subsumed in the effect of diversity on volatility, it is possible that total employment may have an independent influence on volatility. Some have argued larger regions may be more stable that smaller ones (Malizia and Ke 1993). The opposite, however, may also be true. Theoretically, regions with higher employment levels should sell a larger proportion of their production in their home market than to external markets (Pred 1966 and Krugman, Fujita and Venebles 1999). In turn, the larger the proportion of production sold to local markets, the more the growth rates in a region's industries will be correlated, as they will be dependent on the same market and thus be subject to the same economic shocks. Therefore, if there are two regions with equal levels of diversity, but one is larger than the other, the larger region may have higher volatility. Total manufacturing employment (EMPLOY) is used here to measure size.

Previous empirical work has found that there is a U-shaped relationship between growth and volatility (Malizia and Ke 1993). That is, those places with negative or very low levels of growth experience high levels of volatility, as do those regions with very high levels of growth. The reason for this finding is unclear. Possibly, those places with low or negative growth or very high growth rates may be reacting to economic shocks. Furthermore, high growth regions may be comprised of new industries that are inherently more volatile than mature industries whose technologies and markets are well developed. Additionally, growth is often driven by the entry of new firms that have higher exit rates than older firms (Baldwin et al, 1999). Growth is measured here as the average annual percentage change in employment (GROWTH) over the study period and its square, GROWTHSQ.

As Figure 1 demonstrates, most Canadian regions have experienced rising export intensities over the period. Although export intensity (EXPORT) is hypothesized to be related to both the HERF and PLSIZE variables and, therefore, to influence volatility through these variables, export intensity may have an independent influence on volatility. As regions export more, they increase the geographic scope of their markets and, as a consequence, they diversify the risk of an economic shock arising from any one regional market. As long as growth rates in the various foreign markets served are not highly correlated with each other and the home market, increasing exports should reduce volatility. On the other hand, if export markets are unstable compared to domestic markets, those regions with higher levels of export intensity may have higher levels of volatility. Therefore, export intensity may have either a negative or positive influence on volatility.

As the variance decomposition illustrates, volatility can also increase if the industrial mix of a region shifts towards more volatile industries and/or industries whose growth rates are more or less correlated. To account for the influence of industrial mix, we include in the model the proportion of production accounted for by natural resource-based (RESOURCE), labour intensive (LABOUR), scale-based (SCALE), product differentiated (PROD_DIFF) and science-based (SCIENCE) industries. Previous work on plant turnover has indicated that the labour intensive and product differentiated industries experienced the largest amount of internal restructuring during the period studied (Baldwin and Rafiquzzaman, 1994).

Table 4. Structural Correlates of Volatility

Variable Name	Variable Description	Hypothesized Sign
HERF	Herfindahl measure of diversity/specialization	+
PLSIZE	Average plant size as measured by employment	-
EMPLOY	Total employment in manufacturing	+/-
GROWTH	Average annual growth rate	-
GROWTHSQ	Square of the average annual growth rate	+
EXPORT	Percentage of manufactured shipments exported abroad	+/-
RESOURCE	Proportion of total employment in natural resource-based industries	+/-
LABOUR	Proportion of total employment in labour-intensive industries	+/-
SCALE	Proportion of total employment in scale-based industries	+/-
PROD_DIFF	Proportion of total employment in product differentiated industries	+/-
SCIENCE	Proportion of total employment in science-based industries	+/-

4.2. Structural Correlates Regression Model Results

In this section, we report the parameter estimates for several cross-sectional models that use the variance of growth as their dependent variable and the hypothesized correlates as independent variables. We include HERF, GROWTH, GROWTHSQ, PLSIZE and EMPLOY, EXPORT as well as the proportion of employment in four of the five aggregate industrial sectors. One sector share (SCALE) is dropped in order to avoid perfect multicollinearity amongst the sector shares.

The estimated regression is:

$$\sigma_r^2 = \alpha_0 + \alpha_1 HERF + \alpha_2 PLSIZE + \alpha_3 EMPLOY + \alpha_4 GROWTH + \alpha_5 GROWTHSQ + \alpha_6 EXPORT + \alpha_7 RESOURCE + \alpha_8 LABOUR + \alpha_9 SCALE + \alpha_{10} PROD_DIFF + \alpha_{11} SCIENCE. \quad (3)$$

For the regression models presented in this, and subsequent sections, we report standardised (beta) coefficients rather than the normal regression coefficients. Standardized coefficients measure the change in the dependent variable (in standard deviations) resulting from a one standard deviation change in the independent variable. As such, they provide us with a means to compare the relative influence of the independent variables.

The results from three cross-sectional regressions are presented in Table 5. The first regression uses volatility levels and average values of the correlates calculated for the whole sample. The second and third cross-sectional regressions are based on volatility levels and average values of the correlates for large and small regions, respectively. Column 2 includes only those census divisions with average employment levels greater than 1000 employees. Column 3 includes census divisions with average employment levels with less than 1000 employees over the study period. We divide the sample into these two groups to determine whether the structural characteristics are related differently to volatility in smaller regions than larger ones. These two groups may differ because smaller centres may be particularly vulnerable to economic shocks, such as the opening of a plant in a new industry. While this may diversify the economy of the

small region and reduce volatility in the long run, its immediate effect will be to increase volatility because of the relative size of the discontinuous change that has occurred. The same sized discontinuity will not arise in larger regions. Therefore, variables like PLSIZE or HERF may affect smaller centres differently.

All of the results presented in Table 5, and in subsequent sections, are estimated using a subset of the full sample of regions. The subset includes only those census divisions whose volatility levels are below the 95th percentile. We restrict the sample because several census divisions have extremely high levels of volatility (see Table 2), which means that these observations can have a strong influence on the regression models' parameter estimates.

The results in column 1 for the sample as a whole explain approximately 64% of the variation in the volatility measure. Most of the maintained hypotheses are confirmed.

Specialization (HERF) has a positive and significant coefficient. Plant size (PLSIZE) has a significantly negative parameter. EXPORT has a negative and significant influence on volatility. Thus, regions with higher levels of industry specialization (less diversification) are more volatile. Regions with a larger average plant size have lower volatility. Regions with a higher export intensity experienced less volatility on average.

Higher growth is associated with significantly higher volatility. Previous empirical work has found a U-shaped relationship between volatility and growth (Malizia and Ke, 1993). We too find a similar U-shaped relationship. GROWTH's parameter is negative and significant and GROWTHSQ is positive and significant. The parameter estimates indicate that the influence of growth on volatility is minimized when average growth rates are approximately 0% per annum, which is below the average growth rate for the restricted sample of 1.6%.

Total employment levels (EMPLOY) in manufacturing have a negative and significant affect on volatility. This confirms Malizia and Ke's suggested sign and implies any increase in the covariance of growth associated with larger regional markets does not result in substantial increases in volatility.

Amongst the four industrial sectors included in the model, higher volatility is found only in regions with a higher than average proportion of employment in product differentiated industries. Regions with industrial structures concentrated in the remaining sectors tended also to have higher levels of volatility than those regions with a large share of production in scale-based industries, but these results were not statistically significant.

Using the standardized coefficients to measure the relative influence of the independent variables, it is apparent that growth (GROWTHSQ) and specialization (HERF) have the strongest influence on volatility levels across census divisions. A one standard deviation increase in each results in an approximately 0.6 standard deviation increase in volatility. The other two most important variables are plant size and export intensity, which have roughly one third of the influence on volatility levels as growth and specialization.

The results for large (column 2) and small regions (column 3) contain both similarities and differences (see Table 5). They are the same both with regards to the effect of diversification (HERF), growth (GROWTHSQ), and size (EMPLOY). They differ in terms of the impact of PLSIZE and EXPORT. Although those larger centres with larger average plant sizes tend to have lower levels of volatility, this relationship is statistically weak. The same is not true of smaller centres. In their case, large plants tend to reduce volatility more than larger centres and the relationship is much stronger statistically. The influence of exports on volatility was also stronger in smaller centres. However, in both cases the statistical significance of export intensity was weaker than in the overall sample. This suggests that part of the significance of export intensity (EXPORT) in the full sample of both large and small regions owes to the difference in export intensity between the two size groups and the difference in volatility of the two size groups.

Table 5. Variance of Growth Using Cross-sectional Regression Models

Variable	All Regions	Large Regions	Small Regions
	Column 1	Column 2	Column 3
HERF	0.5616 (0.0001)	0.5134 (0.0003)	0.5372 (0.0001)
PLSIZE	-0.2266 (0.0004)	-0.1183 (0.0838)	-0.2716 (0.0007)
GROWTH	-0.1665 (0.0519)	-0.1297 (0.2803)	-0.0483 (0.7624)
GROWTHSQ	0.6396 (0.0001)	0.4489 (0.0069)	0.5953 (0.0012)
EMPLOY	-0.0330 (0.1032)	-0.0933 (0.0076)	-0.1545 (0.0723)
EXPORT	-0.2378 (0.0002)	-0.0886 (0.2568)	-0.2199 (0.0621)
RESOURCE	0.0363 (0.5357)	0.2553 (0.0080)	0.0075 (0.9306)
LABOUR	0.0326 (0.4626)	0.0876 (0.2533)	0.0893 (0.1811)
PROD_DIFF	0.0940 (0.0381)	0.0113 (0.8855)	0.1318 (0.0558)
SCIENCE	0.0786 (0.2049)	0.0742 (0.2061)	0.2329 (0.0018)
F	43.12	12.98	10.11
Adj R^2	0.6380	0.4092	0.5836
N	240	174	66

Note: The parameters for each model are reported in their standardized (beta) coefficient form. Standardized coefficients measure the change in the dependent variable (in standard deviations) resulting from a one standard deviation change in the independent variable. P-values are reported in parentheses below each coefficient and are corrected for heteroscedasticity using the White estimator.

Finally, the influence of industry shares varied across the models. Specifically, those larger regions with more resource intensive production tended to have significantly higher levels of volatility than scale based industries found in these regions. For smaller regions, it was the presence of science-based industries that tended to be associated with more volatility.

Overall, the cross-sectional models show that there is a trade-off between growth and volatility, but that this trade-off is most apparent when regions experience average annual growth rates over 0%. The results also show that several different structural characteristics of regional economies are associated with higher levels of volatility; those regions that are more specialized or that have smaller plants tend to have higher levels of volatility. The analysis also indicates that, *ceteris paribus*, export intensity negatively influences volatility. Those regions that are more integrated into world markets through exports are less susceptible to economic shocks. The relationship between diversity or growth and volatility can be found in both small and large regions. In contrast, plant size and export intensity, both influenced smaller centres more than larger regions.

4.3 Correlates of Volatility Change

In the previous section, we investigated the cross-sectional relationship between certain structural characteristics of each region and volatility. The relationship was estimated using values of the dependent and independent variables averaged over the entire period. A cross-section presents a snapshot at a point in time of how differences in characteristics across regions are related to differences in volatility. They do not necessarily provide an accurate picture of dynamics. They do not allow us to infer how changes in characteristics between periods will affect changes in volatility. To examine this issue, we estimate a first difference model that allows for fixed effects.

Volatility levels across the rural-urban hierarchy in the two halves of the time period under study are presented in Table 6. Between the 1976-1986 and 1987-1997 periods, the average census division volatility increased 16% above the average level of volatility in 1976-1986.

Table 6. Mean Variance of Census Division Growth Across Beale Categories, 1976-86 and 1987-97

Beale Category	1976-86	1987-97	n
Large Metro	15.89	19.32	3
Large Metro Fringe	77.71	164.79	15
Medium Metro	35.95	44.45	12
Small Metro	150.60	83.18	31
Nonmetro-Adjacent	232.03	212.91	69
Nonmetro-Nonadjacent	432.55	547.73	123

Source: Annual Survey of Manufactures, special tabulation.

In this section, we investigate how changes in structural characteristics are related to changes in volatility. This allows us to examine whether fixed effects associated with individual census divisions may have biased the estimated parameters in the cross-sections. Fixed effects are unobserved characteristics that vary by region that affect volatility and that are correlated with the structural characteristics. For example, it may be that domestic firms are more volatile. We also know that domestic firms are generally smaller. Therefore, the omission of a variable that captures the importance of domestic firms in a particular region would bias the estimate on average plant size.

In order to correct for fixed effects, we take first differences of the dependent variables and estimate the same equations as above.[12] To accomplish this, we calculate the level of volatility for each census division for two eleven-year periods, 1976-1986 and 1987-1997 and take the difference in the two. We also calculate for each census division the average value for each of the correlates that we used above and the difference in their value between periods. Then changes in volatility are regressed against changes in the structural characteristics.

To illustrate the characteristics of the first difference model we employ, suppose in the first period, t-1, the relationship is:

$$y_{i,t-1} = \alpha + \beta x_{i,t-1} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t-1}, \qquad (4)$$

where γ_i is fixed effect for region i that is potentially correlated with $x_{i,t-1}$. This correlation means that estimates of equation (4) that do not contain a measure of the unobservable fixed effect γ_i will lead to biased estimates of the coefficient β.

Now let the relationship in period t be the same as in period t-1 except that the intercept parameter in equation (4) is larger:

$$y_{i,t} = (\alpha + \lambda) + \beta x_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}, \qquad (5)$$

where the difference between the intercepts in the two periods is λ. Then if we take first differences, we obtain

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \lambda + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + \varepsilon, \qquad (6)$$

where $\varepsilon = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. If (6) were estimated, λ(the intercept) would represent the shift in the intercept term that determines volatility and β should be unbiased because γ_i is no longer present.

[12] Alternate forms that allowed for shifting slope parameters, regression to the mean were also used. But the broad story produced by each of these models was much the same and therefore for expository purposes we report only the simple version outlined in the text.

The regression estimates are presented in Table 7. We have modified the variable names to indicate that they measure change. A prefix D_ in front of the variable name indicates a first difference. In column 1, we include all of the main variables used in the cross-sectional analysis and use the full sample of both large and small census divisions. For the parameters reported in columns 2 and 3, we use subsets based on employment levels that correspond to those used in columns 2 and 3 in Table 5. Column 2 includes census divisions with average employment levels over the study period greater than 1000 and column 3 includes regions with average employment levels below 1000.

Table 7. Variance of Growth First-difference Models

Variables	All Regions	Large Regions	Small Regions
	Column 1	Column 2	Column 3
Intercept[a]	-30.47 (0.3338)	24.95 (0.0463)	-57.31 (0.4473)
D_HERF	-0.1588 (0.2799)	0.3607 (0.0063)	-0.3007 (0.0301)
D_PLSIZE	-0.0310 (0.5342)	-0.2091 (0.0103)	-0.0919 (0.0779)
D_EMPLOY	-0.0160 (0.4105)	0.0095 (0.7681)	-0.3195 (0.0207)
D_GROWTH	0.2874 (0.0147)	0.0720 (0.4141)	0.3692 (0.0109)
D_SQGROW	0.1722 (0.1944)	0.1566 (0.0365)	0.1631 (0.1866)
D_EXPORT	0.1096 (0.2657)	-0.2314 (0.0215)	0.3734 (0.0105)
D_RESOURCE	-0.1204 (0.3744)	-0.0022 (0.9834)	0.0027 (0.9864)
D_LABOUR	-0.0678 (0.4255)	-0.0239 (0.7954)	0.0297 (0.7818)
D_PROD_DIFF	0.0493 (0.6138)	0.0557 (0.5853)	0.2543 (0.0590)
D_SCIENCE	0.1168 (0.5459)	0.3155 (0.1267)	0.1628 (0.4121)
F	3.97	4.09	3.59
Adj R^2	0.1106	0.1517	0.2846
N	240	174	66

[a]The parameter estimates for the intercepts are reported in their natural, rather than standardized, form.

Note: With the exception of the intercept, the parameters for each sample are reported in their standardized (beta) coefficient form. Standardized coefficients measure the change in the dependent variable (in standard deviations) resulting from a one standard deviation change in the independent variable. P-values are reported in parentheses below each coefficient and are corrected for heteroscedasticity using the White estimator.

It is important to divide the sample into small and large regions since the variance of employment growth in small regions is sensitive to the entry or exit of one or two plants. This is less important in larger regions because the opening and closing of plants has less of an effect on overall volatility. The normal churning of the economy at the plant level is less important in large centres than small centres since each individual plant only accounts for a small proportion of employment.

The parameter estimates in column 1 indicate that changes in the degree of specialization have a negative but statistically insignificant influence on volatility. This is contrary to results showing a strong positive association between specialization and volatility in the cross-sectional models. Column 1 also indicates that PLSIZE has little influence on volatility and exports have a positive, although statistically weak influence. Therefore, in contrast to the cross-sectional results, the first-difference model indicates average plant size has little influence on volatility and that export intensity, which had a dampening affect in the cross-section, appears to increase volatility in the first-difference model. We also do not find a U-shaped relationship between growth and volatility in the first-difference model. Generally, the first difference results, when estimated across both large and small census divisions, suggest that the dynamics of change cannot be inferred from the cross-section results. The latter tell us, for example, that volatility is less where diversity is higher—but they do not tell us that increasing diversity in regions will increase volatility in the short run. Indeed, the opposite occurs for all regions taken together.

In contrast, the first-difference results for large regions (Column 2) are similar to the broad findings of the cross-sectional model; that is, increasing diversity, average plant size and export intensity all tend to reduce volatility. Comparing the cross-sectional and first-difference results for large regions directly, it is readily apparent that in both models economic diversity has the strongest influence on volatility. However, unlike the cross-sectional results for large regions, export intensity and plant size have a significant and strong negative influence on volatility change. In fact, the influence of increasing export intensity and plant size is near that of increasing diversity and exceeds growth (D_SQGROW). The latter two are the most important variables in the cross-sectional model. The implication of these results is that changes in diversity, export intensity and plant size have a roughly similar influence on changes in volatility in large regions; no one structural variable is driving volatility change.

For small regions (Column 3) increasing diversity and export intensity tends to increase volatility, while increases in employment levels and plant size reduce volatility for small regions. The standardized coefficients for diversity and export intensity indicate the magnitude of their positive influence on volatility change is roughly the same as their negative influence on volatility change in large regions. The opposite signs for diversity and exports may be because increases in diversity or export intensity are associated with the opening of new plants[13]. The consequent discontinuity leads to a spike in volatility reflected in a large increase in volatility measured between the two periods. All of this points to the extreme sensitivity of small manufacturing regions to economic shocks. It also indicates that generalities about the effect of increasing diversity or export intensity need to take into account the size of the region. At least in

[13] Changes in export intensity may also be associated with the closure of plants. That is, if plants in industries serving domestic markets are closed because of import competition, the export intensity of the region will also increase.

the short run, small regions are less likely to experience the benefit of decreased volatility from increases in diversity or in export intensity. In the long run, these changes may result in industrial structures that are less vulnerable to economic shocks, an outcome to which the cross-sectional analysis points.

4.4 Understanding Structural Change

To this point, the potential correlates of volatility levels have been analyzed using certain structural characteristics of regional economies—diversity, plant size, export intensity and employment size. But diversity and plant size are in part influenced by export intensity and size of region. In this sub-section we develop a simple recursive model that examines how HERF and PLSIZE are related to employment size and export intensity.

Our expectation is that differences in export intensities across regions may have a strong influence on the level of specialisation found in regional economies. In particular, those regions that have higher export levels are likely to be less diverse as they will have specialized in those industries where they have a comparative advantage. In this case, there would be a positive relationship between export intensity (EXPORT) and the HERF index.

Running counter to the effect of export intensity on the HERF index, is the influence of the overall size of regional economies on their diversity. Central place theory (King 1984) and economic base theory (Fujita, Krugman and Venebles 1999) suggest that larger places tend to be more diverse as local markets become large enough to support a wider variety of activities. Therefore, those regions that have a higher level of total manufacturing employment (EMPLOY) will also tend to have lower HERF index values.

The relationship between export intensity and employment levels and the Herfindahl index is presented in Column 1 of Table 8. Consistent with our maintained hypotheses, there are strong, statistically significant relationships between EXPORT and EMPLOY and HERF. Those regions that are more export intensive are more specialized and those that have higher levels of employment are more diverse.

The second column of Table 8 contains the parameters from a regression of average plant size on export intensity and the size of manufacturing employment in the region. If trade were driven by scale economies, the expectation is that plant sizes would be higher for those regions more integrated into export markets. The size of local markets may also have an influence on the size of plants if larger regions facilitate access to a larger pool of labour and/or if large local markets make it possible to produce products using larger plants. Finally, average plant size may also vary with the type of industry found in a region. To account for these possibilities, we include EXPORT, EMPLOY, and sector shares in the model.

Consistent with expectations, there is a positive and statistically significant relationship between export intensity and average plant size (see Table 8). There is also a positive and statistically strong relationship between the total level of employment in a region and plant size. Therefore,

after controlling for industrial structure, it is apparent that those regions that are larger and more integrated into the world economy through trade also tend to have larger plants.[14]

Taken together, the results for the HERF and PLSIZE models reveals that the influence of export intensity on the variance of growth rates operates in two opposite directions. On the one hand, those regions with higher export intensity tend to be more specialized, which in turn increases volatility. On the other hand, greater export intensity is associated with larger plant size, which tends to reduce overall volatility. What remains unanswered is the net effect of export intensity on volatility when its indirect influence is taken into account

To test the strength of the indirect influence of export intensity on volatility, we estimated the cross-sectional model presented in Table 5 with HERF and PLSIZE excluded. This allows us to test whether part of the variance of export intensity correlated with HERF and PLSIZE is also correlated with volatility. The new (reduced-form) model's results were not qualitative different than those presented in Table 5. This was true across the three different samples. The primary difference between the two models was that the negative influence of EXPORT on volatility was reduced. This indicates that although higher levels of exports may reduce volatility, this negative influence is partially nullified by the higher levels of specialization that is also associated with greater export intensity.

Table 8. Structural Variables Regression Models

Variable	HERF	PLSIZE
	Column 1	Column 2
EXPORT	0.4532 (0.0001)	0.4217 (0.0001)
EMPLOY	-0.2050 (0.0051)	0.0789 (0.0215)
RESOURCE		-0.1093 (0.2321)
LABOUR		-0.0487 (0.3700)
PROD_DIFF		-0.1001 (0.0194)
SCIENCE		0.0543 (0.1509)
Adj R^2	0.2495	0.2557
N	240	240

Note: The parameters for each model are reported in their standardized (beta) coefficient form. Standardized coefficients measure the change in the dependent variable (in standard deviations) resulting from a one standard deviation change in the independent variable. P-values are reported in parentheses below each coefficient and are corrected for heteroscedasticity using the White estimator.

[14] Export intensity is measured using responses from the long-form. This implies the relationship between export intensity and plant size may result from the fact that larger plants are the only ones that report exports. However, the positive relationship between export intensity and plant size is robust even after controlling for the proportion of manufacturing sales in a census division is derived from the long-form.

4.5 Correlates of Structural Variable Change

In the last section we reported that exports and total employment levels were correlated with the level of specialization across regions and that exports were correlated with plant size. This section tests whether these relationships continue to exist for changes over time. To do so, we regress the first difference of HERF and PLSIZE against the first difference of EXPORT and EMPLOY. The parameter estimates are reported in Table 9. We follow the same naming conventions as above, where variables with the prefix D_ measure the difference between the average value between the periods 1976-86 and 1987-97. Also included in the models is the first period value of the dependent variables (HERF76 and PLSIZE76), which allows us to test for regression to the mean.

The first column in Table 9 contains estimates of the relationship between changes in export intensity and employment levels and plant size and the change in specialization between 1976-86 and 1987-97. Based on the results of the cross-sectional structural variable models presented in Table 8, we would expect that any change in the HERF index would be positively associated with changes in export intensity and negatively associated with changes in manufacturing employment levels. The expectation for exports is confirmed by the results; there is a positive and highly significant relationship between changes in exports and increases in specialization. In contrast to the cross sectional results, the change in D_EMPLOY has virtually no association with specialization.

Finally, the parameter estimate for the initial level of specialization (HERF76) is negative and highly significant, indicating that there is regression to the mean. That is, those regions that are specialized in the first period will tend to be less so in the second and *visa versa*.

The second column of Table 9 contains the parameter estimates for changes in plant size. The results are consistent with those presented in Table 8. That is, those census divisions with increases in export intensity saw their plant size increasing. Also, those regions that increased their overall manufacturing employment levels between periods also tended to have larger plants.

Overall, the models presented in Table 9 show that changes in the levels of export intensity have been associated with changes in the structures of regional economies over the study period. In short, those regions with increasing export intensity also tended to become more specialized and to have larger plants than regions that are less integrated into world markets. This result is consistent with expectations that increasing trade should result in larger plant sizes. In the context of this paper, these results also imply that an increase in export intensity has an indirect dampening and magnifying effect on volatility through its influence on plant size and regional specialization, respectively.

The net effect of an increase in export intensity on the change in volatility can be estimated by eliminating D_HERF and D_PLSIZE from the first-difference volatility model presented in section 4.3. When the model is estimated with these two variables eliminated, there is no resultant qualitative change in the results. Therefore, after accounting for the indirect effect of increasing export intensity on the structure of regional economies, it remains true that increasing export intensity tends to reduce volatility in large regions and increase it in smaller manufacturing regions.

Table 9. HERF and PLSIZE First-difference Models

Variable	D_HERF	D_PLSIZE
	Column 1	Column 2
Intercept*	-0.0024 (0.7861)	-1.0671 (0.8480)
HERF76	-0.3152 (0.0002)	
PLSIZE76		-0.0663 (0.7093)
D_EXPORT	0.1783 (0.0150)	0.2519 (0.0553)
D_EMPLOY	0.0058 (0.6354)	0.0801 (0.0231)
D_RESOURCE		-0.0406 (0.4701)
D_LABOUR		0.0389 (0.5128)
D_PROD_DIFF		-0.0995 (0.0669)
D_SCIENCE		0.0619 (0.1155)
Adj R^2	0.1517	0.0869
N	240	240

*The parameter estimates for the intercepts are reported in their natural, rather than standardized, form.

Note: The parameters for each model are reported in their standardized (beta) coefficient form. Standardized coefficients measure the change in the dependent variable (in standard deviation units) resulting from a one standard deviation change in the independent variable. P-values are reported in parentheses below each coefficient and are corrected for heteroscedasticity using the White estimator.

5. Conclusion

This paper has examined the relationship between the volatility of manufacturing employment and the diversity of the industrial structure in manufacturing across both urban and rural Canadian regions.

We find that the volatility of manufacturing employment in large urban core areas is considerably lower than in rural areas. The former are far more diversified than the latter. And at first glance, therefore, volatility is related to diversification. This is born out by a cross-sectional multivariate analysis that uses average data for the twenty-year period from 1976-1997 from some 240 census divisions. In these regressions, volatility is positively related to specialization, after controlling for other structural characteristics of census divisions. The same relationship between volatility and specialization is also found using the first-difference analysis. Therefore, unlike many studies, we find a strong and consistent relationship between a regional level of diversification and its stability—more diversified regions tend to be more stable regions.

Specialization is not the only structural factor that is related to volatility. Regions that experience faster growth are more volatile. Regional planners face a trade-off between growth and stability. Adding high growth industries to a region's mix of industries will generally exacerbate volatility. The paper also finds that regions that have larger plants generally have lower volatility.

The impact of increasing export intensity on volatility is felt both directly and indirectly. The direct effect of export intensity tends to be negative—those regions that are more export intensive tend to be less volatile. The indirect effect of export intensity is felt through its influence on the structure of regional economies. Consistent with comparative advantage and increasing returns explanations of trade, regions that are more export intensive or increasing their export intensity also tend to have larger plants and are more specialized. In turn, the cross-sectional and first-difference volatility models suggest larger plants are associated with lower volatility and higher levels of specialization with higher levels of volatility. Canada's growing integration into world markets, therefore, involves forces that both dampen and magnify volatility.

The net of effect of higher export intensity on volatility—after taking into account its direct effect and its indirect effect through plant size and diversity—was found be negative. Those regions that are more integrated into the world economy tend to be less volatile even though they also tend to be more specialized.

It should be noted that we find that those regions that increase their export intensity are becoming more specialized and that the size of plants therein is increasing. Yet on the whole, regions are becoming more diverse and plant size on average is falling. This suggests that there are other structural changes occurring in the economy that run counter to the influences of trade liberalization. Increases in export intensity have had a dampening effect on the broad shifts that have been leading the economy to increases in diversification and smaller plant sizes.

Finally, the paper shows that generalizations about the relationship of changing exports to changes in volatility need to be made with caution because of differences in small and large regions. In large regions, increasing export intensity directly leads to reductions in volatility. But this is not the case for small regions where volatility goes up. For these regions, shifts in their economies towards industrial structures that are less vulnerable to economic shocks in and of themselves result in higher volatility. We, therefore, conclude that the admonitions about diversity and the benefits of increasing trade liberalization are not equally applicable to small and large regions alike. They may be beneficial in terms of reducing volatility in larger regions. They do not do so in smaller regions. The very nature of the small regions makes their adjustment to structural change—even if it is associated with reduced volatility theoretically and empirically—much more difficult.

In conclusion, this paper shows that policies oriented towards diversifying regional economies should help to reduce their vulnerability to economic shocks. The concomitant pursuit of policies to promote exports may work against the objective of promoting diversity, but they do not necessarily result in higher levels of volatility in regional economies; greater export intensity is generally associated with lower levels of volatility. This does not mean, however, that increasing export intensity is without cost. For smaller, often rural, manufacturing economies the economic restructuring that results from increased trade tends to increase volatility, at least in the short-run.

References

Attaran, M. 1986. Industry diversity and economic performance in U.S. areas. *Annals of Regional Science*. 20: 44-54.

Baldwin, J.R. 1998. Were small firms the engines of growth in the 1980s?" *Small Business Economics* 10 (1998): 349-64.

Baldwin, J.R., L. Bian, R. Dupuy and G. Gellatly. 1999. *Failure Rates for New Canadian Firms: New Perspectives on Entry and Exit*. Catalogue No. 61-526. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R., D. Beckstead and R. Caves. 2001. *Changes in the Diversification of Canadian Manufacturing Firms and Plants (1973-1997): A Move to Specialization*. Research Paper Series No. 179. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. and W.M. Brown. 2001. *Dynamics of the Canadian Manufacturing Sector in Metropolitan and Rural Regions*. Research Paper Series No. 169. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. and N. Dhaliwal. 2000. *Labour Productivity Differences Between Domestic and Foreign-Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector*. Research Paper Series No. 118. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. and M. Rafiquzzaman. 1994. *Structural Change in the Canadian Manufacturing Sector: 1970-1990*. Research Paper Series No. 61. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R., R. Jarmin and J. Tang. 2002. *The Trend to Smaller Producers in Manufacturing: A Canada/US Comparison*. Economic Analysis Research Paper Series No. 003. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Brown, D.J. and J. Pheasant. 1985. A Sharpe portfolio approach to regional economic analysis. *Journal of Regional Science*. 25(1): 51-63.

Chaundy, D. 2001. Export diversity in Atlantic Canada. In D. Chaundy (ed.) *Atlantic Canada's International Trade in a Post-FTA Era*. Halifax: Atlantic Provinces Economic Council.

Coffey, W.J. 1994. *The Evolution of Canadian Metropolitan Economies*. The Institute for Research on Public Policy (IRPP): Montreal, Quebec.

Conroy, M.E. 1974. Alternative strategies for regional industrial diversification. *Journal of Regional Science*. 14(1): 31-46.

Conroy, M.E. 1975. *Regional Economic Diversification*. New York: Praeger.

Davis, D. 1995. Intra-industry trade: A Heckscher-Ohlin-Ricardo approach. *Journal of International Economics*. 39 (3-4): 201-26.

Fujita, M., P. Krugman and A.J. Venebles. 1999. *The Spatial Economy: Cities Regions and International Trade*. MIT Press.

Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.S. Scheinkman and A. Shleifer. 1992. Growth in cities. *Journal of Political Economy*. 100(6): 1126-1152.

Grubel, H.G. and P.J. Lloyd. 1975. *Intra-industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*. New York: John Wiley and Sons.

Gu, W. and G. Sawchuk. 2000. *Changing realities: How Canadian provinces are adjusting to a larger more integrated North American market*. Working Paper. Ottawa: Micro-Economic Policy Analysis Branch, Industry Canada.

Head, K. and J. Ries. 1999. Rationalization effects of tariff reductions. *Journal of International Economics*. 47(2): 295-230.

Helpman, E. and P.R. Krugman. 1985. *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and International Economy*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Howes, C. and A.R. Markusen. 1993. Trade, industry and economic development. In *Trading Industries, Trading Regions*. (eds.) H. Noponen, J. Graham and A.R. Markusen. New York: The Gilford Press.

King, L.J. 1984. *Central Place Theory*. Beverly Hills: Sage.

Kort, J.R. 1981. Regional economic instability and industrial diversification in the U.S. *Land Economics*. 57(Nov): 596-608.

Krugman, P.R. 1981. Intraindustry specialization and the gains from trade. *Journal of Political Economy*. 89 (5): 959-974.

Krugman, P.R. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Krugman, P.R. 1994. *Rethinking International Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Macbean, A.I. and D.T. Nguyen. 1980. Commodity concentration and export earnings instability: A mathematical analysis. *The Economic Journal*. 90: 354-362.

Malızia, E.E. and S. Ke. 1993. The influence of economic diversity on unemployment and stability. *Journal of Regional Science*. 33: 221-235.

Marshal, A. 1920. *Principles of Economics*. London: Macmillan.

Ohlin, B. 1933. *Interregional and International Trade*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Porter, M.E. 1998. *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*. New York: The Free Press.

Pred, A. 1966. *The Spatial Dynamics of U.S. Urban-Industrial Growth*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Savoie, D.J. 1992. *Regional Economic Development: Canada's Search for Solutions*. Second Edition. Toronto: University of Toronto Press.

Scott, A.J. 1996. Regional motors of the global economy. *Futures*. 27(5): 505-526.

Storper, M. 1999. The resurgence of regional economics: ten years later. In T. Barnes and M. Gertler (eds.). *The New Industrial Geography: Regions, Regulation and Institutions*. London: Routledge.

Schoening, N.C. and L.E. Sweeney. 1989. Applying industrial diversification decision model to small regions. *Review of Regional Studies*. 19: 14-17.

Schoening, N.C. 1992. Proactive industrial development strategies and portfolio analysis. *Review of Regional Studies*. 22: 227-238.

Siegel, P.B., J. Alwang and T.G. Johnson. 1994. Toward and improved portfolio variance measure of regional economic stability. *The Review of Regional Studies*. 24(1): 71-86.

Siegel, P.B. 1995. A structural decomposition of regional economic instability: a conceptual framework. *Journal of Regional Science*. 35(3): 457-470.

Sharpe, W.F. 1970. *Portfolio Theory and Capital Markets*. New York: McGraw-Hill.

Sherwood-Call, C. 1990. Assessing regional economic stability: a portfolio approach. *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*. Winter: 17-26.

Smith, E.D. 1990. Economic stability and economic growth in rural communities: Dimensions relevant to local employment creation strategy. *Growth and Change*. 21(4): 3-18.

Statistic Canada. 2001. Cansim Matrix 3685: Merchandise exports on a balance of payments basis by 64 major groups and 6 principle trading areas based on the standard commodity classification, in millions dollars. Ottawa: Statistics Canada.

Wagner, J.E. and S.C. Deller. 1998. Measuring the effects of economic diversity on growth and stability. *Land Economics*. 74 (4): 541-56.

ECONOMIC ANALYSIS (EA)
RESEARCH PAPER SERIES

No. 001 *A Comparison of Canada-U.S. Economic Growth in the Information Age, 1981-2000: The Importance of Investment in Information and Communication Technologies, Philip Armstrong,* ***Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson and Faouzi Tarkhani (March 1, 2002)***

No. 002 *Purchasing Power Parity: A Canada/U.S. Exploration,* ***Beiling Yan (May 2002)***

No. 003 *The Trend to Smaller Producers in Manufacturing: A Canada/U.S. Comparison,* ***John Baldwin, Ron S. Jarmin, Jianmin Tang (May 2002)***

No. 004 *Foreign Affiliate Trade Statistics – 1999: How Goods and Services are Delivered in International Markets,* ***Colleen Cardillo (April 2002)***

No. 005 *Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialization and Trade,* ***John R. Baldwin and W.Mark Brown (July 2002)***

Analyse économique

Documents de recherche

Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce

par John R. Baldwin et W. Mark Brown

N° 005

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE SUR L'ANALYSE ÉCONOMIQUE

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du Secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. La série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca. Les documents faisant partie de la série sont diffusés dans les bureaux régionaux de Statistique Canada et aux coordonnateurs statistiques provinciaux.

Tous les documents de la Série de documents de recherche sur l'analyse économique font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à s'assurer que les documents sont conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique public et qu'ils adhèrent à des normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
24e étage, Immeuble R.-H. Coats
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-1804

Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce

par
John R. Baldwin *
et
W. Mark Brown **

11F0027 N° 005
ISSN : 1703-0412
ISBN : 0-662-87401-3

N° 005

* Division de l'analyse micro-économique
24e étage, Immeuble R.-H.-Coats
Statistique Canada
Ottawa, K1A 0T6
(613) 951-8588
Courriel : baldjoh@statcan.ca
Télécopieur : (613) 951-5403

** Université McGill
et Division de l'analyse micro-économique
Statistique Canada
(514) 398-3242
Courriel : brown@geog.mcgill.ca

Juillet 2002

Le nom des auteurs est inscrit selon l'ordre alphabétique.

Ce document reflète les opinions des auteurs uniquement et non celles de Statistique Canada ou du U.S. Bureau of the Census.

Also available in English

Table des matières

RÉSUMÉ II

SOMMAIRE III

REMERCIEMENTS VI

1. INTRODUCTION 1

2. DÉFINITION ET CARACTÉRISATION DE LA HIÉRARCHIE URBAINE-RURALE 5

2.1 Définition de la hiérarchie urbaine-rurale 5
2.2 Changement structurel dans la hiérarchie urbaine-rurale 7

3. MESURE DE LA VOLATILITÉ ET DE SES COMPOSANTES 11

3.1 Décomposition de la variance 12
3.2 Volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale au Canada 14

4. CORRÉLATS DE LA VOLATILITÉ 18

4.1 Choix des corrélats structurels de la volatilité 18
4.2 Résultats du modèle de régression des corrélats structurels 20
4.3 Corrélats du changement sur le plan de la volatilité 23
4.4 Comprendre le changement structurel 28
4.5 Corrélats du changement dans les variables structurelles 30

5. CONCLUSION 32

BIBLIOGRAPHIE 34

Résumé

La présente étude vise à mesurer la volatilité de la croissance de l'emploi dans le secteur manufacturier dans les diverses régions du Canada durant la période de 1976 à 1997. Nous tâchons aussi d'établir un lien entre les caractéristiques structurelles des économies régionales et leur niveau de volatilité de l'emploi. Notre analyse vise plus particulièrement à déterminer s'il existe un lien empirique entre, d'une part, la diversité, la croissance, la taille des usines et l'intensité des exportations et, d'autre part, le niveau de volatilité.

Au moyen d'une analyse transversale, nous démontrons que les régions qui sont plus diversifiées, qui ont des taux de croissance inférieures à la moyenne, dont les usines sont de taille plus grande et où l'intensité des exportations est plus élevée, sont plus stables. Ces liens sont plus présents dans le cas des régions où les emplois dans le secteur manufacturier sont faible que dans celles où ils sont en grand nombre.

Des résultats différents se dégagent à l'examen des changements au point de vue de la volatilité entre la première et la deuxième moitié de la période étudiée (de 1976 à 1987 et de 1988 à 1997). Bien que la diversification économique et l'intensification des exportations soient associées à une baisse de la volatilité dans les régions plus grandes, ces variables ont l'effet contraire dans les régions plus petites. Nous concluons à travers cette admonestation : la diversité et une plus grande libéralisation des échanges n'ont pas partout les mêmes effets. Ils peuvent contribuer à réduire la volatilité dans les plus grandes régions, mais il en va autrement dans les régions plus petites qui, de par leur nature même, ont beaucoup plus de difficulté à s'adapter au changement structurel.

Enfin, la présente étude montre que l'intensification des exportations a un effet sur la structure sous-jacente des économies régionales. Les régions où l'intensité des exportations est élevée sont plus spécialisées et celles où elle augmente le deviennent davantage. L'intensité plus élevée des exportations et leur intensification sont aussi associées, respectivement, à la présence d'usines de taille plus grande et à l'augmentation de leur taille. Ainsi, la libéralisation des échanges entre le Canada et d'autres pays est associée à des changements structurels dans l'économie canadienne qui ont des effets de compensation au point de vue de la volatilité. En effet, l'augmentation des échanges est associée à des usines de taille plus grande, ce qui a tendance à réduire la volatilité, et à une diminution de la diversité, ce qui a tendance à accroître la volatilité. Lorsqu'on tient compte de ces effets de compensation, la conclusion selon laquelle la libéralisation des échanges a tendance à réduire la volatilité dans les grandes régions mais à l'accroître dans les plus petits centres manufacturiers vient confirmer les premiers résultats.

Mots clés : volatilité de l'emploi, diversité économique, échanges internationaux, changement économique régional

Sommaire

On vante souvent les mérites d'une économie diversifiée, affirmant qu'elle est moins volatile et plus innovatrice. Dans le présent document, nous examinons la validité de l'affirmation selon laquelle il y a une corrélation négative entre la volatilité de la croissance de l'emploi et la diversité de la structure industrielle dans les diverses régions du Canada. En outre, nous examinons le lien entre la réorientation des exportations des régions canadiennes et les changements survenus sur le plan de leur volatilité. En théorie, l'augmentation des exportations est associée à des économies régionales de plus en plus spécialisées, donc peut-être plus volatiles.

Nous avons utilisé un ensemble de données longitudinales recueillies auprès d'un panel pour examiner la volatilité du secteur manufacturier canadien dans un ensemble de régions canadiennes (divisions de recensement) dont les limites sont maintenues constantes, pour la période de 1976 à 1997. La volatilité est déterminée par la variance du taux annuel de croissance de l'emploi d'une région pendant la période de 1976 à 1997 à l'étude.

Nous examinons un certain nombre de questions :

1. *Les régions rurales sont-elles plus volatiles que les régions urbaines?*

   Aux fins de cet exercice, les divisions de recensement sont réparties selon une hiérarchie urbaine-rurale, noyaux centraux des grandes régions métropolitaines, banlieues des grandes régions métropolitaines, régions métropolitaines moyennes, petites régions métropolitaines et deux catégories de régions rurales, celles adjacentes et celles non adjacentes aux régions métropolitaines.

   On observe le niveau de volatilité le plus faible dans le noyau central des grandes régions métropolitaines et le niveau le plus élevé dans les deux régions rurales, où il est en moyenne d'au moins cinq fois plus élevé. Le niveau de volatilité des régions métropolitaines moyennes et petites se situe entre ceux des noyaux centraux et des régions rurales. Pour ce qui est des quatre régions métropolitaines, les banlieues métropolitaines affichent le niveau de volatilité le plus élevé, peut-être en raison du déplacement important de l'emploi du centre vers les banlieues des grandes régions métropolitaines lors de la période étudiée.

2. *Est-ce que l'évolution de la composition industrielle des régions entre 1976 et 1997 a abouti à des secteurs manufacturiers plus ou moins stables?*

   Les changements survenus dans la structure industrielle des grandes régions métropolitaines, de leurs banlieues et des régions métropolitaines de taille moyenne ont eu un effet absolu relativement faible sur le niveau de volatilité de l'emploi. Dans les régions métropolitaines plus petites et les régions rurales, toutefois, ces changements étaient associés à une instabilité accrue. Dans les régions métropolitaines plus petites, ce phénomène s'explique par l'importance accrue des branches d'activité dont les taux de croissance étaient plus synchronisés. Ce qui a tendance à modérer les avantages éventuels de la diversification. Dans

les régions rurales, par contre, une volatilité accrue s'expliquait généralement par la concentration de l'emploi dans des branches plus volatiles.

3. *Comment la volatilité d'une région est-elle liée à certaines caractéristiques structurelles moyennes?*

   Nous tâchons de déterminer dans le présent document s'il existe un lien entre la volatilité et l'intensité des exportations ainsi que les autres caractéristiques sous-jacentes comme la diversité industrielle, la taille des usines, les taux de croissance et l'emploi total dans le secteur manufacturier.

   Selon les résultats de notre analyse transversale, les régions qui sont plus diversifiées, qui ont des taux de croissance inférieures à la moyenne, dont les usines sont de taille plus grande et où l'intensité des exportations est plus élevée, sont plus stables. Inversement, on constate une plus grande volatilité dans les régions qui sont plus spécialisées, dont les usines sont de taille plus petite et dont les exportations sont plus faibles.

   Cette étude vise aussi à déterminer si le rapport entre la volatilité et les caractéristiques industrielles diffère entre les régions plus grandes (qui comptent plus de 1 000 employés dans le secteur manufacturier) et les régions plus petites (qui comptent moins de 1 000 employés dans le secteur manufacturier). Ce lien est plus étroit dans le cas de régions où l'emploi dans le secteur manufacturier est faible que de celles où il est plus élevé.

4. *Comment les caractéristiques structurelles des régions (intensité des exportations, diversité industrielle, taille moyenne des usines) ont-elles évolué au fil du temps?*

   De façon générale, l'intensité des exportations et la diversification industrielle ont augmenté dans toutes les régions au cours de la période étudiée. On constate la plus importante hausse de l'intensité des exportations dans les noyaux centraux et les banlieues des régions métropolitaines les plus grandes. La diversité industrielle a aussi augmenté dans la plupart des régions, mais surtout dans celles qui se classent plus bas dans la hiérarchie urbaine-rurale. La taille des usines, mesurée d'après la taille moyenne de l'effectif, a baissé de façon générale, mais cette baisse a été plus importante dans les régions métropolitaines de taille moyenne et petite.

5. *Comment les changements au point de vue de la volatilité sont-ils liés aux changements survenus dans ces caractéristiques structurelles (intensité des exportations, diversité industrielle, taille moyenne des usines) des différentes régions entre la première moitié de la période à l'étude (1976 à 1986) et la deuxième moitié (1987 à 1997)?*

   Les changements reliés à la diversité économique et les avantages de la libéralisation croissante des échanges n'ont pas partout les mêmes répercussions. L'accroissement de la diversité, l'augmentation de la taille des usines et l'intensification des échanges étaient associés à une baisse de la volatilité dans les régions plus grandes et plus urbaines. Ils ont eu l'effet contraire dans les régions plus petites, plus rurales et moins peuplées.

6. *Quelle incidence l'intensité des échanges au niveau régional a-t-elle eue sur la taille moyenne des usines et la diversité industrielle?*

Les régions à haute intensité des exportations et celles où elle augmente, sont plus spécialisées et le deviennent davantage respectivement.

Ces intensités des exportations aussi associées, respectivement, à la présence d'usines de taille plus grande et à l'augmentation de leur taille.

Ainsi, la libéralisation croissante des échanges commerciaux a des effets de compensation. Elle est directement associée à une baisse de la volatilité dans les grandes régions, l'augmentation de la taille des usines et à la diminution de la diversité.

Lorsqu'on tient compte des effets de compensation de l'augmentation des échanges commerciaux sur la taille des usines et la diversité, on constate que la libéralisation accrue des échanges a réduit la volatilité des grandes régions mais augmenté celle des centres manufacturiers plus petits.

Remerciements

Des versions antérieures du présent rapport ont été présentées à l'Association canadienne des géographes à Montréal et aux North American Regional Science meetings à Charleston, en Caroline du Sud. Nous sommes reconnaissants aux participants aux deux conférences ainsi qu'aux deux arbitres anonymes de leurs commentaires utiles. Nous tenons aussi à remercier Robert Gibson de son aide précieuse en recherche. Ces travaux de recherche ont été financés par une bourse de recherche post doctorale de Statistique Canada et une subvention du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (dossier n° 410-2001-1252).

1. Introduction

On vante souvent les mérites d'une économie régionale diversifiée, affirmant qu'elle est moins volatile. Or, si la diversité est éventuellement une caractéristique souhaitable de ces économies régionales, elle peut être de plus en plus difficile à réaliser à mesure que les régions s'intègrent aux marchés continental et mondial. En effet, les régions qui cherchent à se doter d'un avantage concurrentiel peuvent devenir plus spécialisées et donc davantage exposées aux bouleversements économiques.

Dans le présent document, nous examinons la validité de l'affirmation selon laquelle la diversification réduit la volatilité du secteur manufacturier dans les régions du Canada. Nous tâchons de déterminer également si l'accent mis sur les exportations au Canada se traduit par une plus grande volatilité des économies régionales. Dans la présente étude, la volatilité est mesurée par la variance du taux de croissance annuel de l'emploi dans le secteur manufacturier de chaque région durant la période à l'étude, soit 1976 à 1997.

La réduction de la volatilité est un objectif de longue date des organismes de développement économique régional (Schoening et Sweeney, 1992). La volatilité est une caractéristique jugée peu souhaitable pour deux raisons. Premièrement, des taux élevés de volatilité sont souvent associés à des taux plus élevés de chômage. La croissance négative de l'économique entraîne la re-localisation des travailleurs qui ont de la difficulté à trouver un nouvel emploi. Deuxièmement, lorsque les taux de volatilité sont élevés, il est difficile pour les administrations publiques de planifier des investissements à long terme au chapitre des infrastructures publique comme les routes, les écoles et les hôpitaux.

Pour réduire la volatilité, les autorités chargées du développement régional tentent souvent d'attirer des industries qui diversifieront l'assise économique de la localité. La diversification vise à aplanir les « soubresauts » de l'économie locale. Au Canada, elle a souvent été l'objectif explicite ou implicite visé par les organismes de développement régional. Par exemple, l'un des principaux buts du Fonds de diversification de l'économie de l'Ouest est de diversifier les économies des provinces de l'Ouest de manière à ce qu'elles soient moins dépendantes de leur structure industrielle fondée sur leurs ressources naturelles (Savoie 1992).

D'autres politiques gouvernementales peuvent soutenir ou entraver les efforts déployés par ces organismes pour réduire la volatilité. Les politiques commerciales sont sans doute parmi les plus importantes. L'augmentation croissante des échanges du Canada avec le reste du monde résultent de politiques commerciales élaborées au niveau national, allant des réductions tarifaires apportées par le « Kennedy round » et le « Tokyo round » dans les années 60 et 70 à l'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis (ALÉ) et l'Accord de libre-échange nord-américain (ALENA) dans les années 90. À mesure que les régions augmentent leurs échanges internationaux, elles peuvent concentrer leur production dans des branches d'activité où elles jouissent d'un avantage concurrentiel, ce qui mène à une plus grande spécialisation (Howes et Markusen, 1993). L'accroissement des échanges commerciaux pourrait aboutir à des économies régionales plus spécialisées, plus exposées aux bouleversements économiques. Ainsi, les politiques commerciales nationales peuvent aller à l'encontre des efforts déployés pour

diversifier les économies régionales. Toutefois, elles ne sont pas les seules qui peuvent conduire à une hausse de la volatilité. Il en va de même, pour des politiques élaborées par les gouvernements régionaux.

Plusieurs autorités économiques régionales ont poursuivi des politiques visant à encourager la croissance économique par la promotion des exportations. Ce qui peut entraîner une plus grande spécialisation des économies régionales[1]. Dans une même optique, les organismes de développement régional ont œuvré au regroupement des entreprises sous le principe de grappes industrielles. De nombreux chercheurs soulignent les avantages d'un tel regroupement, qui comprennent les effets externes sur le plan de l'innovation qui résultent de l'installation de concurrents à proximité les uns des autres (Porter, 1998; voir aussi Glaeser et coll., 1992), les retombées potentielles sur le plan des connaissances entre les entreprises, l'accès à des fournisseurs spécialisés ainsi qu'à des bassins de travailleurs spécialisés dont ont besoin les branches d'activité (Marshall, 1920 et Krugman, 1991). Ces économies sont censées permettre aux entreprises d'acquérir un avantage concurrentiel et d'afficher un meilleur rendement en tant qu'exportateurs. Elles peuvent aussi mener à une plus grande spécialisation des économies régionales. Par conséquent, lorsque les politiques visant à favoriser la croissance ont aussi pour effet de promouvoir directement ou indirectement la spécialisation, les autorités économiques locales se trouvent à poursuivre deux buts en apparence contradictoires, d'une part, la croissance économique et, d'autre part, la stabilité économique[2].

Étant donné l'importance de la réduction de la volatilité en tant qu'objectif stratégique et le compromis éventuel entre la volatilité et la croissance dicté par la politique commerciale, le présent document vise trois objectifs. En premier lieu, il s'agit tout simplement de mesurer le niveau de volatilité du secteur manufacturier canadien de la fabrication dans différentes régions du pays. Très peu de recherches ont été faites au Canada à ce sujet et, par conséquent, le présent document fournit un point repère de la volatilité de l'emploi dans le secteur canadien de la fabrication. Le deuxième objectif consiste à vérifier s'il existe un lien entre la spécialisation, les traits caractéristiques régionaux et la volatilité. Nous tentons de déterminer si les régions plus spécialisées sont effectivement plus volatiles. Des études menées précédemment aux États-Unis, indiquent que ce n'est pas toujours le cas. Le troisième et dernier objectif consiste à déterminer s'il y a un lien empirique entre la spécialisation qui se produit sous l'impulsion des échanges commerciaux et la volatilité qui résulte de la spécialisation économique attribuable à ces échanges.

Pour orienter les travaux de recherche, nous posons quatre questions inter reliées. En premier lieu, comment la volatilité de la croissance économique varie-t-elle entre les régions urbaines et rurales canadiennes de différentes tailles? Les niveaux de volatilité des régions rurales revêtent un intérêt particulier, puisque leur économie rurales est souvent décrite comme étant instable (Schoening et Sweeney, 1989 et Siegel, Alwang et Johnson, 1995).

---

[1] Chaundy (2001) a signalé que le gouvernement fédéral, par l'entremise de l'Agence de promotion économique du Canada atlantique, ainsi que les quatre provinces atlantiques ont tous adopté des politiques visant à accroître les exportations.

[2] Selon Wagner et Deller (1998), cette contradiction peut être plus apparente que réelle, c'est-à-dire que les autorités peuvent poursuivre les deux objectifs de stabilité et de croissance en appliquant à court terme une stratégie de croissance et à long terme une stratégie de diversification de l'économie de la région.

En deuxième lieu, quel est le lien entre l'évolution de la structure industrielle des économies régionales et le changement sur le plan de la volatilité? Dans ce contexte, nous cherchons à déterminer si l'évolution de la composition industrielle des économies régionales a été associée à une hausse ou une baisse de la volatilité. Nous tâchons de faire la distinction entre deux scénarios possibles. À mesure que les économies régionales évoluent au fil du temps, elles peuvent se diversifier, ce qui peut réduire leur volatilité; ou bien, l'activité économique peut se déplacer vers des branches qui sont foncièrement instables, entraînant ainsi, une plus grande volatilité.

En troisième lieu, la volatilité est-elle négativement liée au niveau de diversification des régions? D'après des études antérieures menées aux États-Unis, il n'est pas clair qu'il existe un lien empirique entre la diversification et la volatilité. D'une part, Kort (1981), Sherwood-Call (1990) et Malizia et Ke (1993) constatent un lien positif entre la diversité et la stabilité. D'autre part, Attaran (1986) et Smith (1990) doutent que les régions diversifiées soient plus stables. Wagner et Deller (1998), qui se donnent beaucoup de mal pour élaborer et mettre à l'essai une mesure plus perfectionnée de la diversité, ne constatent qu'un faible rapport statistique positif entre la diversité et la stabilité.

Wagner et Deller (1998), s'appuyant sur le travail de plusieurs auteurs, cernent quatre raisons qui expliquent le manque d'uniformité des résultats des études antérieures. En particulier, ils décrivent les résultats peu concluants par l'utilisation (1) de petits échantillons, (2) de données trop désagrégées, (3) de piètres mesures d'évaluation de la diversité et de la volatilité et (4) le fait de se fier à des tests statistiques simples. Nous avons tenu compte de ces critiques en utilisant aux fins de notre analyse un plus grand échantillon de régions, des données hautement désagrégées et des mesures de la diversité et de la stabilité simples mais justifiables sur le plan logique. En outre, nous utilisons un cadre statistique à plusieurs variables, ce qui réduit la possibilité d'un biais attribuable à une variable manquante.

En dernier lieu, nous considérons la question de savoir si l'augmentation de l'intensité des échanges a été associée à une spécialisation croissante des économies régionales, comme le suppose le volet de l'avantage comparatif de la théorie commerciale et, par conséquent, si les échanges croissants du Canada avec le reste du monde ont eu pour effet de relever les niveaux d'instabilité économique.

L'augmentation des échanges commerciaux peut mener à une spécialisation des branches d'activité ou à l'intérieur de ces dernières. L'élimination des obstacles au commerce peut amener les économies à se spécialiser dans les secteurs où elles jouissent d'un avantage concurrentiel, peut-être en raison des différences dans les facteurs de production dont elles sont dotées (Ohlin, 1933) ou à cause de différences technologiques (Krugman, 1994). Les économies externes, qu'elles soient propres à un pays ou à une région, peuvent aussi mener à une spécialisation au niveau de la branche d'activité (Krugman, 1994). Selon ces théories, la libéralisation des échanges amènera les économies régionales à se spécialiser de plus en plus dans des secteurs particuliers (Howes et Markusen, 1993).

Malgré l'importance souvent accordée à l'avantage concurrentiel dans les ouvrages portant sur le commerce, il importe de signaler que la théorie commerciale ne repose pas sur une seule hypothèse concernant le lien entre le commerce et la spécialisation. Selon un autre volet de la théorie commerciale, l'augmentation des échanges mène à une plus grande spécialisation à l'intérieur des branches plutôt qu'au niveau de ces dernières. La spécialisation à l'intérieur des branches (intra-branches) a lieu lorsque les entreprises se spécialisent dans un plus petit nombre de produits associés à la branche en question. Il est possible que ça soit le cas à la suite du remplacement de nombreuses petites usines par un plus petit nombre de grandes usines ou de la production d'une plus petite gamme de produits par chaque usine. Les économies d'échelle de plus en plus importantes (Grubel et Lloyd, 1975, Krugman, 1981 et Helpman et Krugman, 1985) et les différences technologiques[3] entre les entreprises (Davis, 1995) ont été cernées comme causes éventuelles de l'augmentation de la spécialisation et des échanges à l'intérieur des branches. La spécialisation intra-branches, par définition, ne mène pas à une plus grande spécialisation (ou à une diminution de la diversité) à l'échelle de la branche.

Dans ces exemples, l'intensification des échanges commerciaux peut avoir une incidence sur la taille des usines ce qui, à son tour, peut avoir un effet sur la volatilité. De façon générale, la volatilité de l'emploi dans les plus grandes usines est inférieure à celle dans les plus petites (Baldwin et Dhaliwahl, 2000). Cette régularité empirique pourrait tenir, entre autres, au fait de l'importance du capital organisationnel que représentent les grandes usines a un effet modérateur sur leur taux de croissance et de fléchissement de leurs activités. Ainsi, l'augmentation des exportations peut avoir une incidence sur la taille des usines et, de ce fait, réduire la volatilité. La spécialisation intra-branches pourrait alors avoir l'effet opposé à celui de la spécialisation inter branches sur la volatilité. Bien entendu, les deux phénomènes peuvent se produire simultanément, le changement dans l'intensité des exportations ayant alors des effets de compensation.

Par conséquent, la théorie du commerce dans son tout, laisse supposer que les répercussions de l'augmentation des échanges sur la spécialisation dépendent des changements structurels sous-jacents qui se produisent, soit de la ré affectation des ressources entre les banches d'activité ou à l'intérieur de chacune d'entre-elles. Les répercussions des changements structurels sur la volatilité, pour leur part, dépendent essentiellement du type de changements structurels qui se produisent.

Des études empiriques révèlent qu'une proportion croissante des échanges entre le Canada et les États-Unis depuis la mise en place de l'ALÉ/ALENA sont du type intra-branches (Gu et Sawchuk, 2000), ce qui laisse supposer que la spécialisation a lieu à l'intérieur des branches. Selon certaines indications, suite de la mise en œuvre de l'ALÉ, les usines canadiennes ont pris de l'expansion par rapport à celles aux États-Unis. Selon les résultats des études, les changements sur le plan des économies d'échelle ne semblent pas s'être particulièrement concentrés dans les branches où les tarifs ont baissé le plus (Head et Ries, 1999). De plus, les usines produisent des gammes de produits plus restreintes (Baldwin, Beckstead et Caves, 2001), ce qui a permis au secteur manufacturier de tirer parti des économies d'échelle associées à des cycles de production plus longs. Par conséquent, il y a des raisons de croire que, du moins dans le cas du Canada, l'intensification des échanges a entraîné une plus grande spécialisation au niveau de l'usine.

[3] Ces différences sont définies comme étant des différences technologiques neutres selon Ricardo et Hicks.

Le reste du présent document est organisé comme suit. À la section 2, nous définissons la hiérarchie urbaine-rurale au Canada et nous illustrons comment la structure des économies régionales varie au niveau de la hiérarchie et du temps. La section 3 comprend une discussion de la façon dont nous mesurons la volatilité et les résultats de notre analyse des niveaux de volatilité et de ses composantes dans la hiérarchie urbaine-rurale au Canada. À la section 4, nous examinons le lien qui existe entre la structure économique et la volatilité, à l'aide de divers modèles de régression. La section 5 comprend une brève conclusion.

2. Définition et caractérisation de la hiérarchie urbaine-rurale

Nous tentons de répondre dans la présente section aux questions de recherche exposées ci-dessus, en examinant la situation d'un grand échantillon de régions canadiennes réparties selon une classification de la hiérarchie urbaine-rurale. Nous définissons la hiérarchie urbaine-rurale et nous la caractérisons selon les divers attributs structurels des économies régionales. Tout au long de l'analyse, nous utiliserons des données tirées de l'Enquête annuelle des manufactures (EMA) pour mesurer la volatilité de la croissance de l'emploi et ses divers corrélats utilisés aux fins de l'analyse de régression. Nous concentrons notre attention sur le secteur manufacturier parce que la majorité des exportations du Canada sont des biens produits par ce secteur (Statistique Canada, 2001). Par conséquent, les changements structurels résultant de l'augmentation des échanges commerciaux affecteront probablement le plus sur ce secteur. L'analyse porte sur la période allant de 1976 à 1997, la plus longue période pour laquelle nous disposons de données uniformes sur la fabrication pour les divisions de recensement. Nous examinons la volatilité au cours de toute la période visée ainsi qu'entre la première et la deuxième moitié de cette dernière, soit 1976 à 1986 par rapport à 1987 à 1997.

2.1 Définition de la hiérarchie urbaine-rurale

Dans le présent document, nous tâchons de déterminer si les niveaux de volatilité diffèrent dans diverses régions rurales et urbaines du Canada, si des déplacements structurels se sont produits dans l'économie canadienne et si la diversité et d'autres corrélats éventuels sont associés à des différences dans les niveaux de volatilité à travers diverses régions et au fil du temps.

Pour examiner ces questions, nous avons créé une géographie constante des régions pendant la période à l'étude. Cette géographie constante est nécessaire pour nous permettre de déterminer si les changements sur le plan de la volatilité observés découlent de changements structurels sous-jacents survenus dans les économies régionales plutôt que de changements résultant du déplacement des limites qui entraînent la re-classification de certaines usines d'une région à une autre. Par exemple, si une grande usine passe d'une région à une autre à cause d'un changement des limites, la baisse de l'emploi dans la première région et la hausse de l'emploi dans l'autre qui en résultent ont pour effet d'accroître la volatilité de l'une et l'autre région. Cette hausse de la volatilité est le fait non d'un changement structurel, mais du déplacement des limites géographiques.

L'unité spatiale de base utilisée aux fins de la présente étude est la division de recensement. C'est la classification géographique la plus stable au-dessous du niveau infra provincial au fil du temps. Même si les limites de la plupart des divisions de recensement demeurent les mêmes durant la période visée, dans un certain nombre de cas elles ont changé considérablement. Afin de fournir une mesure uniforme du changement au fil des ans, nous avons maintenu constante la géographie selon les limitations de 1976. La méthodologie utilisée à cette fin est décrite dans Baldwin et Brown (2001).

Une fois l'identificateur régional constant créé au niveau de la division de recensement, chaque région est affectée à un emplacement dans la hiérarchie urbaine-rurale selon les renseignements de 1976 sur la taille de la région et sa proximité à des régions métropolitaines. Il est aussi nécessaire de déterminer la position d'une division de recensement dans la hiérarchie urbaine-rurale aux fins de l'analyse pour nous permettre de comparer différentes collectivités canadiennes selon la taille de leur population. Laquelle est associée positivement à leur niveau de diversité (Baldwin et Brown, 2001). Nous utilisons à cette fin une version modifiée du système de codage urbain-rural de Beale mis au point initialement par le « United States Department of Agriculture » et qui a été modifié et appliqué au système urbain-rural au Canada (Baldwin et Brown, 2001).

Les six catégories urbaines-rurales sont résumées au tableau 1. Le système de codage de Beale classifie les divisions de recensement en fonction de leur relation par rapport à la hiérarchie urbaine-rurale canadienne, relation définie par la taille des régions métropolitaines de recensement (RMR) et des agglomérations de recensement (AR) qu'elles englobent ou dans lesquelles elles sont incluses. Les divisions de recensement sont premièrement classifiées selon qu'elles font ou qu'elles ne font pas partie d'une région métropolitaine, et par la population de cette dernière. À l'extérieur de la région métropolitaine, elles sont classifiées en fonction de leur emplacement relatif par rapport aux régions métropolitaines (p. ex., régions rurales non métropolitaines-adjacentes ou régions non métropolitaines-non adjacentes) (voir le tableau 1). Le système de codage de Beale renferme donc des composantes hiérarchiques (de taille) et géographiques (d'emplacement). Il nous fournit une idée de l'influence sur le changement industriel de l'emplacement et de la position à l'intérieur de la hiérarchie urbaine-rurale.

Aux fins de la présente analyse, nous maintenons une classification de Beale constante au cours de la période étudiée. C'est-à-dire qu'un code de Beale est attribué à chaque division de recensement selon la population des AR et des RMR en 1976. Ainsi, nous pouvons comparer de façon uniforme la volatilité des régions classifiées selon le système de codage de Beale au fil du temps. S'il était permis à la classification urbaine-rurale des régions de changer, il serait impossible de déterminer si les changements du niveau de volatilité sont attribuables à la re-classification des divisions de recensement en raison de l'évolution de la population de leurs AR ou RMR, ou s'ils sont attribuables aux changements structurels survenus dans la catégorie urbaine-rurale.

Tableau 1. Description du système de codage de Beale

Code	Nom	Description
0	Grandes régions métropolitaines	Division de recensement centrale, la plus populeuse du RMR dont la population est supérieure à un million d'habitants
1	Grandes banlieues métropolitaines	Autre(s) division(s) de recensement située(s) à l'intérieur ou en partie à l'intérieur d'une RMR dont la population est supérieure à un million d'habitants.
2	Régions métropolitaines moyennes	Division(s) de recensement, située(s) à l'intérieur ou située(s) en partie à l'intérieur d'une RMR dont la population se situe entre 250 000 et 999 999 habitants
3	Petites régions métropolitaines	Division(s) de recensement, située(s) à l'intérieur ou située(s) en partie à l'extérieur d'une RMR/AR dont la population se situe entre 50 000 et 249 999 habitants
4	Régions non métropolitaines-adjacentes	Divisions de recensement qui partagent une limite avec une RMR/AR et dont la RMR/AR doit renfermer une population supérieure à 50 000 habitants
5	Régions non métropolitaines-non adjacentes	Divisions de recensement qui *ne* partagent *pas* une limite avec une RMR/AR renfermant une population supérieure à 50 000 habitants

Source : Baldwin et Brown (2001).

Nota : Comme les limites des RMR et des AR sont différentes de celles des divisions de recensement, ces dernières peuvent : 1) renfermer des RMR/AR entières, 2) se trouver complètement à l'intérieur des limites d'une RMR/AR ou 3) être seulement en partie à l'intérieur du territoire d'une RMR ou d'une AR. Dans tous les cas, une division de recensement est classifiée à l'aide du code de Beale relié à la taille de cette RMR/AR.

2.2 Changement structurel dans la hiérarchie urbaine-rurale

Les structures des économies régionales varient sur le plan de la diversité, de la taille et de l'intensité des exportations. Avant de procéder à un examen des différences dans les niveaux de volatilité et de la façon dont les changements sur ce plan sont reliés au changement structurel, nous décrivons dans la présente section comment les statistiques fondamentales des régions urbaines et rurales classifiées selon le système de codage de Beale ont évolué au fil du temps. Notre examen porte sur les caractéristiques suivantes : la diversité, la taille moyenne des usines, les taux de croissance et l'intensité des exportations.

L'intensification des liens entre les régions canadiennes et l'économie nord-américaine et mondiale résultant de l'intensification des échanges commerciaux est peut-être l'un des plus importants moteurs du changement structurel survenu dans l'économie canadienne durant la période de 22 ans à l'étude. Nous mesurons l'importance des exportations pour les économies régionales en calculant l'intensité de leurs exportations. L'intensité des exportations est définie comme étant la proportion de la valeur des biens manufacturés produits par les entreprises dans une division de recensement qui est exportée. Ces proportions sont calculées d'après les données de l'Enquête annuelle des manufactures qui, sur une base périodique, demande aux fabricants quel pourcentage de leurs propres biens manufacturés est exporté[4].

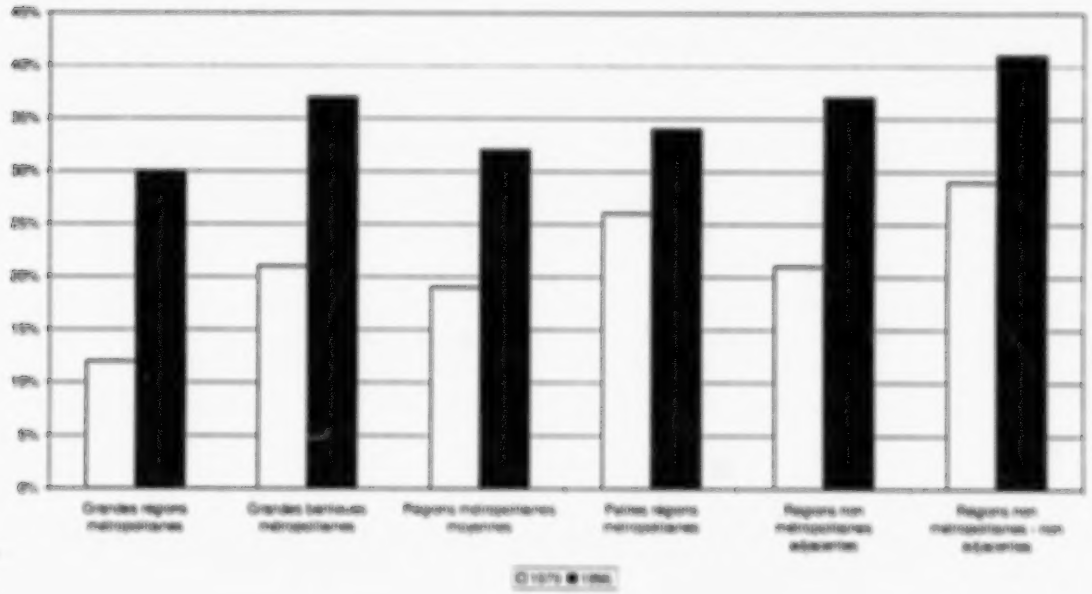
[4] Contrairement aux autres données utilisées dans la présente étude, les données sur les exportations ne portent que sur les usines qui ont répondu aux questionnaires d'enquête détaillés. Ces usines représentaient plus de 92 % des ventes au début des années 90.

L'intensité moyenne des exportations des divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale en 1979 et en 1996 est indiquée à la figure 1. L'intensité des exportations des régions urbaines et rurales a augmenté durant la période de 1979 à 1996, surtout dans les grandes régions métropolitaines qui ont presque rattrapé les autres catégories de régions au cours de la dite période. Les exportations se sont aussi beaucoup intensifiées dans les grandes banlieues métropolitaines et dans les régions non métropolitaines-adjacentes.

Selon la théorie de l'avantage comparatif, le degré de spécialisation devrait augmenter au fur et à mesure que les régions canadiennes s'intègrent à l'économie mondiale. Nous mesurons la diversité à l'aide de l'indice de Herfindahl, $HERF_r = \sum w_i^2$, où w_i est la part de chaque industrie i dans la division de recensement r. Les industries sont définies selon la classification industrielle à 4 chiffres de la CTI 1980. La valeur d'un indice de Herfindahl va d'un maximum de 1, où l'emploi est concentré dans la même industrie i, à un minium de $1/n$, où l'emploi est réparti également sur n industries.

L'indice de Herfindahl moyen pour les divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale est présenté à la figure 2. Nous y indiquons les valeurs de l'indice moyen pour la première et la dernière année de la période étudiée, soit 1976 et 1997. On constate un lien étroit entre la diversité et la hiérarchie urbaine-rurale. En général, le niveau de diversité baisse à mesure que nous descendons la hiérarchie urbaine-rurale. Les régions rurales ont des économies beaucoup plus spécialisées que les régions urbaines, particulièrement les grandes régions métropolitaines.

Figure 1. Intensité moyenne des exportations des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1979 et 1996

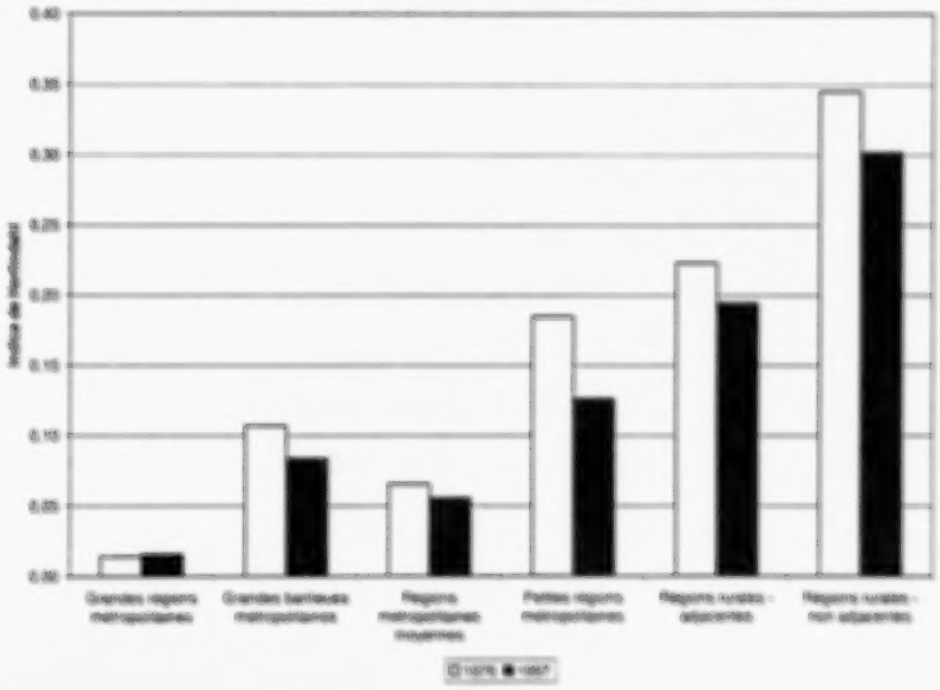


Alors que les différences dans les niveaux de spécialisation observés correspondent à nos attentes, les changements survenus entre 1976 et 1997 ne permettent pas de conclure que l'augmentation des échanges commerciaux entraîne une plus grande spécialisation. On constate une augmentation générale de la diversité entre 1976 et 1997, à l'exception des divisions de recensement dans les grandes régions métropolitaines, et ce, malgré l'intensification des exportations au cours de la période.

On s'attendrait à ce que la taille des usines ait augmenté en raison de l'accroissement des échanges commerciaux qui ont permis aux entreprises de tirer partie d'économies d'échelle de plus en plus importantes. Toutefois, on constate que la taille moyenne des usines des divisions de recensement a diminué entre 1976 et 1997. La figure 3 montre la taille moyenne des usines, calculée en divisant l'emploi total dans une division de recensement par le nombre d'usines, selon la catégorie de Beale pour 1979 et 1997.

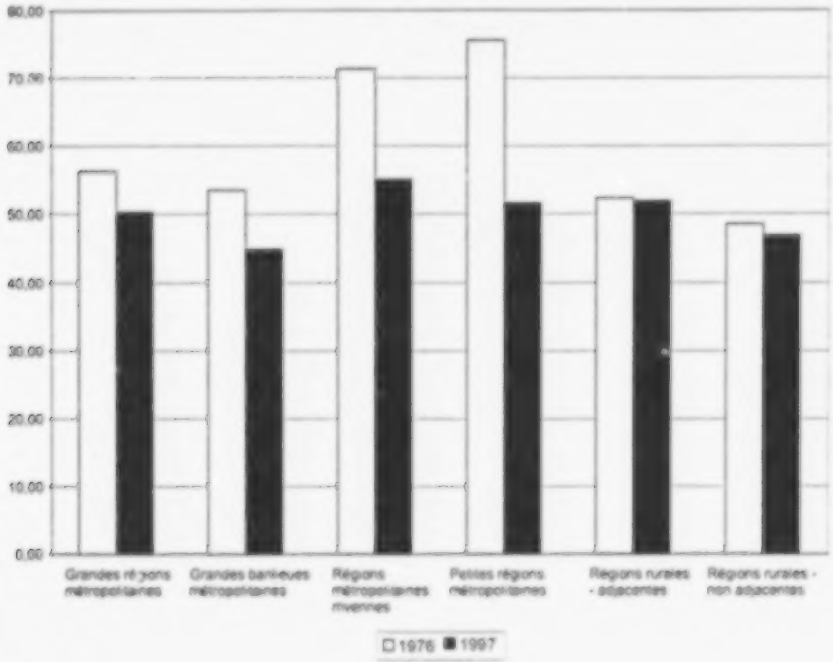
Les divisions de recensement dans le régions métropolitaines, ont connu une baisse considérable de la taille moyenne de leurs usines au cours de la période. Ce phénomène, rapporté par Baldwin plutôt (1998) est le résultat de la part croissante de l'emploi détenue par les usines de plus petites tailles. Ces usines ont augmenté leur part de l'emploi tant au Canada qu'aux États-Unis (Baldwin, Jarmin et Tang, 2002).

Figure 2. Indice de Herfindahl moyen des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997



Les économies régionales diffèrent aussi quant aux niveaux d'emploi et aux taux de croissance. Les niveaux d'emploi moyens des divisions de recensement baissent rapidement dans la hiérarchie urbaine-rurale. Même si, dans l'ensemble, les niveaux d'emploi dans le secteur manufacturier sont demeurés relativement stables, passant seulement de 1,7 à 1,8 million d'employés entre 1976 et 1997 (voir Baldwin et Brown 2001), la taille de l'effectif dans le secteur manufacturier dans chacune de ces trois régions a évolué au fil du temps. Entre 1976 et 1997, le niveau moyen d'emploi dans le secteur manufacturier dans les divisions de recensement des grandes régions métropolitaines et des petites régions métropolitaines a baissé, tandis qu'il a augmenté dans les grandes banlieues métropolitaines, dans les régions métropolitaines moyennes et dans les deux catégories rurales (voir la figure 4).

Figure 3. Taille moyenne des usines des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997



Les taux moyens annuels de croissance de l'emploi selon la catégorie de Beale sont indiqués à la figure 5. Nous avons constaté les taux de croissance annuels les plus élevés et les plus faibles (négatifs) dans les grandes banlieues métropolitaines et les grandes régions métropolitaines, respectivement. Leurs taux de croissance relatifs reflètent la tendance générale à la sub-urbanisation de l'emploi dans le secteur manufacturier (Coffey, 1994 et Baldwin et Brown, 2001). Nous avons constaté des taux de croissance modestes dans les divisions de recensement des régions métropolitaines moyennes et des taux négatifs dans les divisions des grandes et des petites régions métropolitaines. Les deux catégories rurales ont affiché les deuxième et troisième taux de croissance les plus élevés.

Figure 4. Niveaux moyens de l'emploi total en fabrication dans les divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997

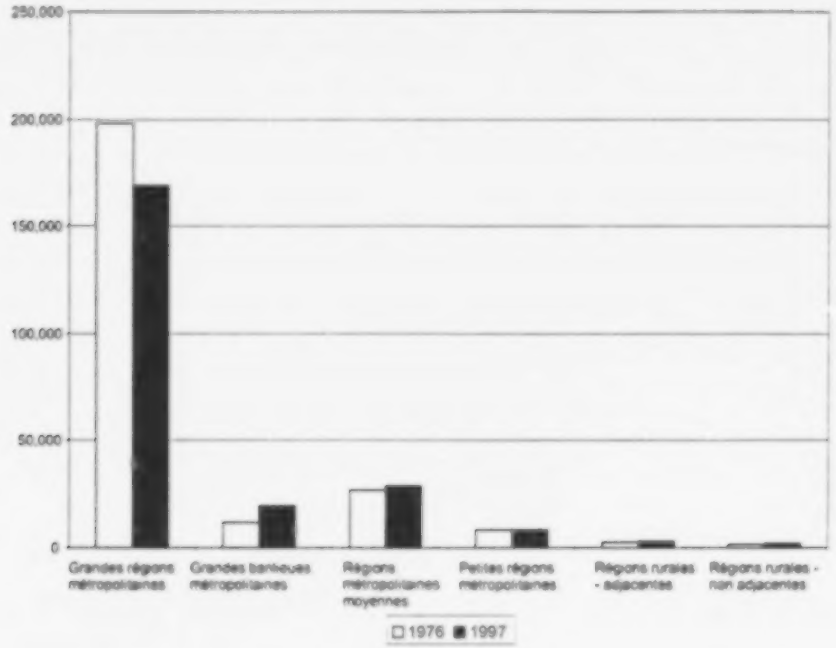
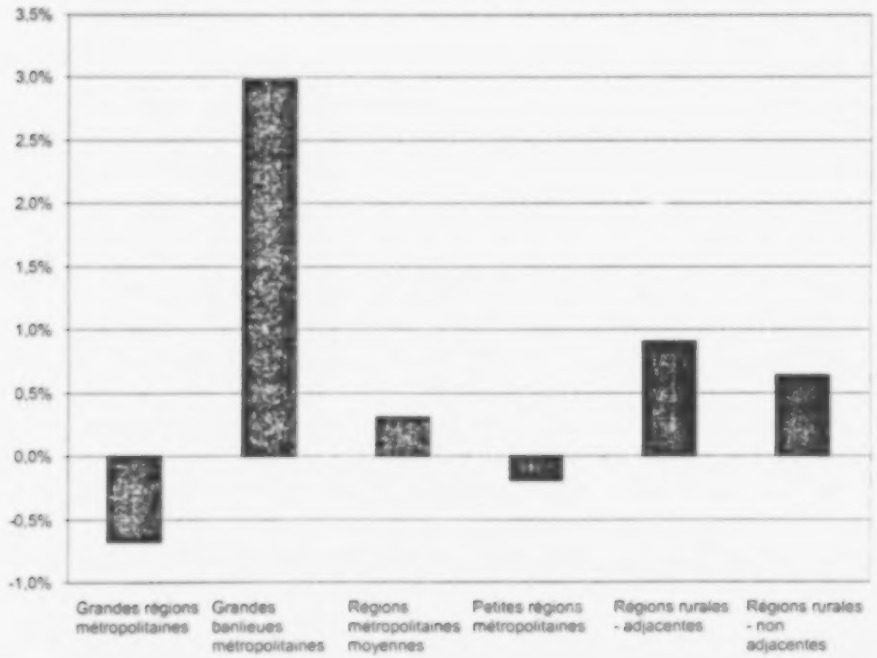


Figure 5. Taux moyens de croissance annuelle des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 à 1997



3. Mesure de la volatilité et de ses composantes

Dans la présente étude, nous mesurons la volatilité d'après la variance des taux annuels régionaux de croissance de l'emploi total dans le secteur manufacturier dans chaque division de recensement. Nous utilisons la variance de la croissance comme mesure de la volatilité pour deux raisons. D'abord, les fluctuations du taux de croissance ont souvent un effet perturbateur sur une économie régionale en raison des pénuries de main-d'œuvre ou du chômage qui en résultent. N'oublions pas non plus, la difficulté qu'ont les organismes publics à planifier à long terme la construction d'installations publiques (comme les routes et les hôpitaux) dans un environnement économique incertain.

La deuxième raison est plus subtile mais tout aussi importante. Contrairement aux autres mesures de la volatilité (voir Schoening et Sweeney, 1992), la variation de la croissance peut être décomposée en deux parties. Premièrement, celle qui résulte de la variation de la croissance de différentes branches d'activité et, deuxièmement, celle qui résulte des corrélations entre les taux de croissance de l'ensemble du secteur. Nous procédons à cette décomposition ici aux fins de nos modèles statistiques et pour déterminer si les deux composantes varient de façon différente dans la hiérarchie urbaine-rurale.

Le reste de cette section est divisé en deux parties. La première porte sur la décomposition de la variance. Dans la deuxième, nous examinons les niveaux de volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale canadienne définie plus haut, ainsi que l'importance relative des composantes de la volatilité pour ces classifications rurales et urbaines.

3.1 Décomposition de la variance

Pour mesurer l'incidence des changements du degré de diversification sur la volatilité, nous devons tenir compte de la nature des nouvelles entreprises et de celles déjà établies dans une région. À cette fin, nous pouvons décomposer la variance de la croissance dans une région en deux composantes : i) la variance des taux de croissance de différentes branches d'activité (*effet propre à la branche)* et ii) la covariance des taux de croissance de ces branches d'activité (*effet de portefeuille)* (voir Sharpe, 1970). Plus particulièrement, la variance de la croissance, σ_r^2, pour la régions r est donnée par :

$$\sigma_r^2 = \sum_i w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i \neq j} \sum_{j \neq i} w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j , \qquad (1)$$

où σ_i^2 est la variance des taux annuels de croissance de la branche d'activité i, w_i est le poids de la branche $i$ième et ρ_{ij} est la corrélation entre les branches $i$ième et $j$ième dans la région r. Les taux de croissance et les poids pour les branches d'activité sont mesurés par les parts de la croissance annuelle de l'emploi et les parts de l'emploi, respectivement.

Au moyen de l'équation (1), nous pouvons isoler l'incidence de la diversification sur la volatilité en posant comme hypothèses fortes que les variances des taux annuels de croissance sont les mêmes dans toutes les branches d'activité et que la corrélation entre les taux de croissance des branches est nulle. En pareil cas, l'équation (1) se réduit à

$$\sigma_r^2 = \sigma^2 \sum_i w_i^2, \qquad (1.1)$$

où on a laissé tombé l'indice de σ^2 parce qu'on suppose que la variance des taux de croissance est égale entre les secteurs. Il est intéressant de constater que le terme correspondant à la sommation, $\sum_i w_i^2$, est équivalent à la mesure de la diversification économique de Herfindahl que nous avons définie plus haut.

Dans un univers conforme aux hypothèses qui sous-tendent l'équation (1.1), la volatilité diminue avec le nombre de branches d'activité dans une région. La volatilité est égale à $\sigma^2(g)$ s'il y a seulement une branche d'activité dans la région et sa valeur minimale est $\sigma^2(g)/n$ si toutes les branches n dans la région ont la même part de l'emploi. Par conséquent, toutes choses étant égales par ailleurs, la volatilité devrait diminuer à mesure que les parts de l'emploi sont réparties de façon plus égale entre les différentes branches d'activité et (ou) que le nombre de branches dans une région augmente. C'est ce rapport qui sous-tend l'affirmation selon laquelle la diversification de la base économique d'une région devrait réduire la volatilité. Toutefois, il y a lieu de signaler que ce résultat repose sur les hypothèses voulant que la covariance de la croissance soit nulle et que la variance de la croissance soit égale dans tous les secteurs.

Pour illustrer l'effet du relâchement des hypothèses voulant que la covariance soit nulle et que la variance de la croissance soit égale à l'échelle des secteurs, il est utile de se pencher sur la situation d'une région qui comprend deux branches d'activité, 1 et 2. Nous pouvons alors réécrire l'équation (1) comme suit

$$\sigma_r^2 = w_1^2\sigma^2{}_1 + (1-w_1)^2\sigma^2{}_2 + 2w_1\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 - 2w_1^2\rho_{12}\sigma_1\sigma_2 \qquad (1.2)$$

Si nous supposons que $w_1 < w_2$, l'augmentation de la part de la branche 1 a pour effet d'accroître la diversification. Par conséquent, si nous prenons la première dérivée de (1,2) relativement à w_1, nous pouvons isoler l'effet d'une augmentation de la diversification sur la volatilité :

$$\frac{\partial\sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2\left[w_1\sigma^2(g_1) - (1-w_1)\sigma^2(g_2) + (1-2w_1)\rho_{12}\sigma_1\sigma_2\right] \qquad (2)$$

Si nous supposons, comme ci-dessus, que les variances des différentes branches d'activité sont les mêmes, $\sigma_1 = \sigma_2$, l'équation (2) se réduit à

$$\frac{\partial\sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2\sigma^2\left[\rho_{12} - 1\right], \qquad (2.1)$$

où $\sigma^2 = \sigma_1\sigma_2$. L'équation (2.1) sous-entend qu'une plus grande diversité aura pour effet de réduire la volatilité à la condition que la corrélation entre les taux de croissance des branches d'activité soit inférieure à 1, mais que l'efficacité de la diversification diminuera à mesure que la corrélation entre les taux de croissance des branches devient plus forte.

Pour comprendre l'effet de différentes variances associées aux branches d'activité, il est utile de se reporter à l'équation (2). Les deux premiers termes entre les parenthèses carrées montrent qu'une augmentation de la part de la branche 1 a pour effet de réduire la variation de la croissance seulement si le second terme surpasse le premier, probablement plus que w_1 se rapproche de zéro et (ou) plus le que ratio de $\sigma^2(g_2)$à $\sigma^2(g_1)$ est élevé, c'est-à-dire plus le niveau initial de spécialisation dans la branche 2 est élevé et plus que le niveau de volatilité de la branche 2 est élevé par rapport à la branche 1. Bien entendu, si la branche 1 est plus volatile que la branche 2, l'effet modérateur de la diversification sur la volatilité peut être complètement annulé et, à l'extrême, la diversification peut accroître la volatilité. Le troisième terme entre les parenthèses carrées sera positif si la corrélation entre les taux de croissance des secteurs est positive[5]. Autrement dit, l'augmentation de la part d'emploi de la branche 1 a aussi pour effet d'accroître l'incidence de la covariance entre le taux de croissance de la branche 1 et celui de la branche 2. Par conséquent, l'effet net des deux premiers termes est négatif, le troisième terme pourrait compenser leur effet. Dans l'ensemble, ces résultats montrent qu'il n'y a pas de solution analytique à la question posée plus haut; la diversité n'a pas d'effet non ambigu sur la volatilité[6]. Dans la section qui suit, nous examinons la nature de la relation réelle pour le Canada.

3.2 Volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale au Canada

Plusieurs mesures de la répartition de la volatilité dans les six catégories urbaines-rurales de Beale sont présentées au tableau 2[7]. Ces mesures comprennent la moyenne, la médiane et les quartiles supérieur et inférieur. La moyenne de la variance est la plus élevée dans les deux catégories rurales, soit les régions non métropolitaines–adjacentes et les région non métropolitaines–non adjacentes, et la plus faible dans la catégorie des grandes régions métropolitaines. Toutefois, les niveaux moyens de volatilité dans les régions rurales sont attribuables à quelques divisions de recensement dont les niveaux de volatilité sont très élevés. Nous observons de telles variances maximales élevées dans les divisions de recensement au bas de la hiérarchie urbaine-rurale parce qu'elles sont les plus susceptibles d'avoir un petit nombre d'usines dont une peut-être domine l'emploi global. Par conséquent, une mise à pied massive dans une usine peut se traduire par une chute de 90 % de l'emploi et le réembauchage des même travailleurs au cours de la période suivante, par une augmentation de 900 %.

---

[5] Nous faisons abstraction de la possibilité d'une covariance negative entre g_1 et g_2, bien que cela soit possible.

[6] MacBean et Nguyen (1980) font une observation analogue concernant l'effet de la concentration des biens et services sur l'instabilité des recettes d'exportation.

[7] L'échantillon de divisions de recensement n'inclut que celles où il y avait de l'emploi dans le secteur manufacturier chaque année de la période visée par l'étude.

Tableau 2. Résumé des mesures de la variance de la croissance de l'emploi dans les divisions de recensement dans les catégories de Beale, 1976-1997

Catégorie de Beale	Moyenne	Minimum	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur	Maximum	n
Grandes régions métropolitaines	17,98	10,33	10,33	16,82	26,79	26,79	3
Grandes banlieues métropolitaines	121,75	33,29	47,32	68,29	124,94	494,34	15
Régions métropolitaines moyennes	39,04	9,17	20,90	30,20	40,35	108,84	12
Petites régions métropolitaines	111,98	15,75	34,84	45,51	90,79	859,25	31
Régions rurales - adjacentes	216,09	19,19	57,00	102,62	154,08	3159,57	69
Régions rurales - non adjacentes	486,40	23,51	65,90	138,03	363,66	12042,64	123

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Lorsque nous utilisons des niveaux médians de la volatilité, nous constatons toujours la présence d'un lien hiérarchique étroit entre la taille de la région et la volatilité. Autrement dit, plus une division de recensement est classée bas dans la hiérarchie urbaine-rurale, plus le niveau de volatilité de l'emploi est élevé. Il en est de même pour les quartiles inférieur et supérieur des répartitions dans chaque catégorie de Beale.

Les grandes banlieues métropolitaines constituent une exception à ce rapport hiérarchique. La croissance de l'emploi était la plus élevée dans les divisions de recensement inclus dans les banlieues métropolitaines lors la période étudiée et ces taux élevés de croissance étaient associés à des niveaux de volatilité plus élevés (Malizia et Ke, 1993). Les divisions de recensement qui entrent dans cette catégorie peuvent aussi avoir des niveaux de volatilité plus élevés parce qu'elles sont généralement plus petites que les divisions de recensement des régions métropolitaines moyennes (voir la figure 4) et, par conséquent, potentiellement moins diversifiées.

Au tableau 3, nous décomposons la variance de la croissance en effet propre à la branche d'activité et effet de portefeuille[8]. Comme dans le cas de la mesure globale de la volatilité de la croissance présentée au tableau 2, le niveau de volatilité et l'effet propre à la branche d'activité augmentent généralement à mesure que nous descendons la hiérarchie urbaine.

L'effet de portefeuille représente 67 %, 34 %, 19 %, 11 %, 9 % et 2 % de la variance totale à chaque niveau de la hiérarchie urbaine-rurale, des grandes régions métropolitaines–adjacentes aux régions rurales non métropolitaines-non adjacentes. Cependant, cette tendance à la baisse tient essentiellement à ce que l'effet propre à la branche augmente dans la hiérarchie. La taille absolue de l'effet de portefeuille ne manifeste pas de tendance claire. Cet effet est plus important dans le cas des régions rurales adjacentes et non adjacentes, mais il est élevé également dans le cas des régions qui entrent dans la catégorie des grandes banlieues métropolitaines.

[8] L'effet global indiqué au tableau 3 ne sera pas tout à fait égal à celui indiqué au tableau 2 puisque les décompositions au tableau 2 utilisent comme facteurs de pondération les parts de l'emploi moyen, qui changent au fil du temps dans les calculs utilisés aux fins du tableau 2.

Tableau 3. Composantes de la variance de la croissance dans les catégories de Beale, 1976 à 1997

	Composantes	Moyenne	1976	1997
Grandes régions métropolitaines	Effet propre à la branche	5,66	5,83	5,50
	Effet de portefeuille	11,54	11,51	11,82
	Effet total	*17,20*	*17,34*	*17,32*
Grandes banlieues métropolitaines	Effet propre à la branche	65,27	65,87	64,64
	Effet de portefeuille	33,48	29,76	33,76
	Effet total	*98,75*	*95,63*	*98,40*
Régions métropolitaines moyennes	Effet propre à la branche	31,88	30,80	31,85
	Effet de portefeuille	7,26	7,22	8,55
	Effet total	*39,14*	*38,03*	*40,41*
Petites régions métropolitaines	Effet propre à la branche	143,18	168,08	164,95
	Effet de portefeuille	17,23	7,76	26,49
	Effet total	*160,42*	*175,84*	*191,45*
Régions non métropolitaines - adjacentes	Effet propre à la branche	629,28	637,50	961,59
	Effet de portefeuille	63,52	84,74	50,58
	Effet total	*692,80*	*722,23*	*1012,17*
Régions non métropolitaines - non adjacentes	Effet propre à la branche	1187,35	1222,78	1681,84
	Effet de portefeuille	26,88	18,88	51,30
	Effet total	*1214,23*	*1241,66*	*1733,14*

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Ainsi, dans la plupart des régions, les cycles qui coïncident présentent un problème inférieur à celui de la variabilité des branches d'activité, c'est-à-dire l'effet propre à la branche. Les décideurs dans les plus petites régions métropolitaines et les régions rurales doivent conclure qu'il est relativement peu important de réduire la covariance des taux de croissance de l'ensemble de leurs branches d'activité. Il importe davantage pour ces derniers de travailler à réduire l'effet de la branche d'activité, qui dépend de la volatilité des différentes branches[9] et du degré de diversification de l'économie de la région. D'autre part, les planificateurs dans les grandes régions métropolitaines ou les grandes banlieues métropolitaines pourraient accorder davantage d'attention à la façon dont les branches d'activité s'intègrent, étant donné l'importance de l'effet de portefeuille tant en termes absolus que proportionnellement à la volatilité totale.

Étant donné que la structure des économies régionales peut influer fortement sur la volatilité par le biais de l'effet propre à la branche d'activité et, dans une moindre mesure, de l'effet de portefeuille, il importe de déterminer l'incidence de l'évolution de la structure industrielle (l'importance relative des différentes branches d'activité) sur la volatilité. À cet effet, nous calculons la variance globale d'après les variances individuelles des diverses branches et les covariances estimées pour l'ensemble de la période et, autrement, en utilisant comme cœfficients de pondération l'emploi des branches d'activité durant la première et la dernière année de la période étudiée. En procédant de cette façon pour calculer l'incidence des changements

[9] Siegel, Alwang et Johnson (1994) avancent un argument connexe. Ils signalent que la recherche de la stabilité à l'échelle régionale peut masquer une importante volatilité particulière à une branche d'activité, qui a une incidence tant sur les enterprises que les travailleurs dans cette branche.

structurels sur la volatilité, nous posons comme hypothèse implicite que les variances et les covariances des divers secteurs restent identiques, tandis que les cœfficients de pondération des branches d'activité changent (Siegel, Alwang et Johnson, 1994)[10].

Les niveaux de volatilité après application des poids fondés sur l'emploi de 1976 et 1997, la première et la dernière année de la période étudiée, pour les divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale sont présentés au tableau 3. Sauf pour les grandes régions métropolitaines, la volatilité a augmenté dans toutes les régions au cours de cette période. On constate des augmentations particulièrement importantes dans la catégorie des petites régions métropolitaines et dans les deux catégories rurales. Dans le cas des petites régions métropolitaines, l'augmentation de la volatilité est attribuable à un plus important effet de portefeuille, ce qui montre que la restructuration industrielle a été davantage axée sur les branches d'activité dont les taux de croissance sont plus étroitement corrélés. Par contre, dans le cas des deux régions rurales, l'augmentation globale de la volatilité tient davantage à l'effet propre à la branche. Comme ces régions se sont, en général, diversifiées davantage au cours de la période (voir la figure 3), ce résultat est probablement attribuable à une plus grande concentration dans les branches d'activité plus volatiles. Dans l'ensemble, ces résultats montrent que l'évolution de la structure industrielle de ces régions s'est traduite par des taux de croissance plus instables.

Pour résumer, les deux dernières sections ont fait état des importants changements structurels survenus au cours de la période étudiée. Les secteurs manufacturiers des régions tant rurales qu'urbaines se sont de plus en plus intégrés aux marchés mondiaux avec l'augmentation de leurs exportations. Au même moment, les régions se sont généralement davantage diversifiées et la taille moyenne des usines a diminué, ce qui semble contraire aux attentes établies. En outre, les résultats présentés jusqu'ici laissent supposer un lien entre la diversité et la volatilité. Les régions rurales et urbaines les plus diversifiées étaient généralement moins volatiles. Toutefois, d'autres caractéristiques structurelles qui varient considérablement à l'intérieur de la hiérarchie urbaine-rurale, comme les taux de croissance et les niveaux d'emploi, pourraient aussi influer sur les niveaux de volatilité. De plus, l'analyse montre que la structure industrielle des économies régionales influe sur la volatilité. Par conséquent, afin de comprendre l'incidence indépendante de l'une de ces variables sur la volatilité des économies régionales, il faut en vérifier l'effet dans un cadre statistique à plusieurs variables. Nous présentons dans la section suivante les résultats de cette analyse statistique multidimensionnelle.

[10] Ce peut être le cas parce que le fait d'accroître le poids d'un secteur stable peut avoir pour effet de réduire la variance des secteurs fournisseurs. De même, les covariances de deux secteurs en amont peuvent être plus élevées s'ils font des ventes importantes à un même secteur en aval.

4. Corrélats de la volatilité

L'analyse de la décomposition de la variance ci-dessus montre que la variance des taux de croissance régionaux est fonction de (1) la diversité de la structure industrielle d'une région, (2) la variance des taux de croissance de ses branches d'activité et (3) la covariance entre ces taux de croissance. On peut considérer ces éléments comme des caractéristiques structurelles des économies régionales qui peuvent être utilisées aux fins de la sélection des corrélats éventuels de la volatilité. Dans la présente section, nous précisons ces corrélats et nous estimons leur signification sur le plan statistique et leur importance relative.

4.1 Choix des corrélats structurels de la volatilité

Les corrélats de la volatilité sont choisis parmi les caractéristiques structurelles, soit la diversification, la taille et l'intensité des exportations de chaque division de recensement. Pour plus de commodité, nous avons regroupé sous forme de tableau les noms des variables, leur définition et le signe prévu de la corrélation entre la variable et la mesure de la volatilité (voir le tableau 4).

Nous utilisons l'indice de Herfindahl (HERF) pour mesurer la diversité et nous partons de l'hypothèse qu'elle est associée positivement à la volatilité. Nous utilisons l'indice de Herfindahl plutôt que d'autres mesures de la diversité en raison de l'étroit lien mathématique entre la diversité et la volatilité du portefeuille signalé ci-dessus[11].

Nous sommes aussi partis de l'hypothèse que la taille moyenne des usines dans une région (PLSIZE) influe sur la volatilité. Les petites usines sont souvent nouvelles et donc plus susceptibles de fermer que les usines plus grandes (Baldwin et coll., 1999). Par conséquent, nous nous attendons à trouver un niveau de volatilité plus faible dans les régions où les usines sont plus grandes. Nous fondant sur la théorie et la preuve empirique, nous nous attendons aussi à ce que l'augmentation des échanges entraîne une augmentation de la taille des usines canadiennes. Il pourrait donc y avoir un lien indirect entre les échanges et la volatilité en raison de l'incidence des premiers sur la taille des usines.

Selon une autre hypothèse, les niveau d'emploi et les taux de croissance influent sur les niveaux de volatilité (voir Malizia et Ke, 1993). Même si l'on s'attend fermement à ce que l'emploi total dans le secteur manufacturier et la diversité soient corrélés et, par conséquent, à ce que l'effet de la taille d'une région soit subsumé sous l'effet de la diversité sur la volatilité, il se peut que l'emploi total ait une incidence indépendante sur la volatilité. Certains chercheurs ont affirmé que les plus grandes régions peuvent être plus stables que les régions plus petites (Malizia et Ke, 1993). Toutefois, le contraire peut être vrai également. En théorie, les régions où les niveaux d'emploi sont plus élevés devraient vendre une plus grande partie de leur production sur leur marché intérieur que sur les marchés extérieurs (Pred 1966 et Krugman, Fujita et

[11] D'autres mesures de la concentration industrielle (diversité) ont été mises à l'essai mais n'ont pas donné des resultats aussi fiables que l'indice de Herfindahl.

Venebles, 1999). Plus la proportion de la production vendue sur le marché intérieur sera importante, plus les taux de croissance des branches d'activité d'une région seront corrélés étroitement, puisqu'ils dépendront du même marché et donc subiront les mêmes bouleversements économiques. Par conséquent, dans le cas de deux régions ayant le même degré de diversité, si l'une est plus grande que l'autre, la région plus grande pourrait présenter un plus haut niveau de volatilité. Nous mesurons ici la taille de la région selon l'emploi total dans le secteur manufacturier (EMPLOY).

Selon les résultats de travaux empiriques réalisés précédemment, la courbe qui relie la croissance et la volatilité est en forme de U (Malizia et Ke, 1993). C'est-à-dire que les endroits où le taux de croissance est négatif ou très faible ont un niveau de volatilité très élevé, tout comme les régions où le niveau de croissance est très élevé. Les raisons de ce phénomène ne sont pas claires. Il se peut que les endroits ayant un taux de croissance faible ou négatif ou au contraire très élevé réagissent à des perturbations économiques. En outre, les régions au taux de croissance élevé peuvent comprendre des branches d'activité naissantes qui sont foncièrement plus volatiles que les branches établies depuis longtemps dont la technologie et les marchés sont bien développés. En outre, la croissance est souvent attribuable à l'entrée sur le marché de nouvelles entreprises dont les taux de sortie sont plus élevés que ceux des entreprises établies depuis plus longtemps (Baldwin et coll., 1999). La croissance est mesurée ici sous forme de variation en pourcentage annuelle moyenne de l'emploi (GROWTH) au cours de la période à l'étude et son carré, GROWTHSQ.

Comme le montre la figure 1, les exportations de la plupart des régions canadiennes ne sont intensifiées au cours de la période à l'étude. Même si nous partons de l'hypothèse que l'intensité des exportations (EXPORT) est reliée aux variables HERF et PLSIZE et influe de ce fait sur la volatilité, l'intensité des exportations peut avoir un effet indépendant sur la volatilité. En exportant davantage, les régions élargissent les limites géographiques de leurs marchés et, par conséquent, diversifient le risque d'un bouleversement économique lié à un seul marché régional. Tant et aussi longtemps que les taux de croissance des divers marchés étrangers desservis ne sont pas étroitement corrélés entre eux et avec le marché intérieur, l'augmentation des exportations devrait avoir pour effet de réduire la volatilité. Par contre, si les marchés d'exportation sont instables comparativement aux marchés intérieurs, les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée peuvent aussi avoir des niveaux de volatilité plus élevés. L'intensité des exportations peut donc influer négativement ou positivement sur la volatilité.

Comme le montre la décomposition de la variance, la volatilité peut aussi augmenter si la composition industrielle d'une région devient davantage axée sur les branches d'activité volatiles ou celles dont les taux de croissance sont plus ou moins corrélés. Pour tenir compte de l'incidence de la composition industrielle, nous incluons dans le modèle la proportion de la production représentée par les branches d'activité axées sur les ressources naturelles (RESOURCE), à forte intensité de main-d'œuvre (LABOUR), fondées sur des économies d'échelle (SCALE), à produits différenciés (PROD_DIFF) et axées sur les sciences (SCIENCE). Une étude antérieure sur le roulement des usines a montré que les branches d'activité à forte intensité de main-d'œuvre et à produits différenciés ont subi la restructuration interne la plus importante durant la période étudiée (Baldwin et Rafiquzzaman, 1994).

Tableau 4. Corrélats structurels de la volatilité

Nom de la variable	Description de la variable	Signe hypothétique
HERF	Indice de Herfindahl de la diversification/spécialisation	+
PLSIZE	Taille moyenne des usines selon l'emploi	-
EMPLOY	Emploi total dans le secteur manufacturier	+/-
GROWTH	Taux de croissance annuel moyen	-
GROWTHSQ	Carré du taux de croissance annuel moyen	+
EXPORT	Pourcentage des produits fabriqués exportés à l'étranger	+/-
RESOURCE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité axées sur les ressources naturelles	+/-
LABOUR	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité à forte intensité de main-d'œuvre	+/-
SCALE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité fondées sur des économies d'échelle	+/-
PROD_DIFF	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité à produits différenciés	+/-
SCIENCE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité axées sur les sciences	+/-

4.2 Résultats du modèle de régression des corrélats structurels

Dans la présente section, nous présentons les estimations des paramètres pour plusieurs modèles transversaux qui utilisent la variance de la croissance comme variable dépendante et les corrélats hypothétiques comme variables indépendantes. Nous incluons les variables HERF, GROWTH, GROWTHSQ, PLSIZE, EMPLOY et EXPORT ainsi que la proportion de l'emploi dans quatre des cinq secteurs industriels agrégés. Nous éliminons une part de l'emploi des secteurs (SCALE) afin d'éviter la multicollinéarité parfaite entre les parts des secteurs.

Voici la régression calculée :

$$\sigma_r^2 = \alpha_0 + \alpha_1 HERF + \alpha_2 PLSIZE + \alpha_3 EMPLOY + \alpha_4 GROWTH + \alpha_5 GROWTHSQ + \alpha_6 EXPORT + \alpha_7 RESOURCE + \alpha_8 LABOUR + \alpha_9 SCALE + \alpha_{10} PROD_DIFF + \alpha_{11} SCIENCE. \quad (3)$$

Dans les modèles de régression présentés dans cette section et dans les sections subséquentes, nous utilisons les cœfficients normalisés (bêta) plutôt que les cœfficients de régression normaux. Les cœfficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Ainsi, ils permettent de comparer l'effet relatif des variables indépendantes.

Les résultats des trois régressions transversales sont présentés au tableau 5. La première régression est fondée sur les niveaux de volatilité et les valeurs moyennes des corrélats calculées pour l'ensemble de l'échantillon. Les deuxième et troisième régressions transversales sont fondées sur les niveaux de volatilité et les valeurs moyennes des corrélats pour les grandes et petites régions, respectivement. La colonne 2 ne porte que sur les divisions de recensement qui

comptaient en moyenne plus de 1 000 employés dans le secteur manufacturier durant la période étudiée. La colonne 3 comprend les divisions de recensement qui comptaient en moyenne moins de 1 000 employés dans le même secteur. Nous divisons ainsi l'échantillon en deux groupes pour déterminer si les liens entre les caractéristiques structurelles et la volatilité diffèrent dans les plus petites et dans les plus grandes régions. Les différences entre ces deux groupes peuvent s'expliquer par le fait que les plus petits centres se ressentent peut-être davantage des bouleversements économiques, comme l'ouverture d'une usine dans une nouvelle branche d'activité. Cet événement peut avoir pour effet de diversifier l'économie de la dite région et réduire la volatilité à long terme, mais son effet immédiat est de l'accroître en raison de l'importance relative du changement discontinu qui s'est produit. Le changement discontinu n'est pas de la même ampleur dans les régions plus grandes. Par conséquent, les variables telles que PLSIZE ou HERF peuvent avoir une incidence différente sur les centres plus petits.

Tous les résultats présentés au tableau 5 et dans les sections suivantes sont estimés au moyen d'un sous-ensemble de l'échantillon complet des régions. Le sous-ensemble ne comprend que les divisions de recensement dont les niveaux de volatilité se situent en deçà du 95^{e} rang centile. Nous avons restreint l'échantillon parce que plusieurs de ces divisions de recensement ont des niveaux de volatilité extrêmement élevés (voir le tableau 2), de sorte que ces observations peuvent influer fortement sur les estimations des paramètres des modèles de régression.

Les résultats indiqués à la colonne 1 pour l'ensemble de l'échantillon expliquent environ 64 % de la variation de la mesure de la volatilité. Ils confirment la plupart des hypothèses formulées.

La spécialisation (HERF) a un cœfficient positif et significatif. La taille des usines (PLSIZE) a un paramètre significativement négatif. EXPORT a une influence négative et significative sur la volatilité. Ainsi, les régions où le niveau de spécialisation est plus élevé (qui sont moins diversifiées) sont plus volatiles. Les régions où la taille moyenne des usines est plus grande sont moins volatiles. En moyenne, le niveau de volatilité des régions dont l'intensité des exportations est plus élevée est plus faible.

Un niveau de croissance plus élevé est associé à un niveau de volatilité considérablement plus élevé. Des travaux empiriques réalisés antérieurement ont montré que la courbe qui relie la volatilité et la croissance est en forme de U (Malizia et Ke, 1993). Nous avons aussi constaté une courbe similaire en forme de U. Le paramètre de la variable GROWTHSQ est négatif et significatif et celui de la variable GROWTHSQ est positif et significatif. Selon les estimations des paramètres, l'incidence de la croissance sur la volatilité est réduite au minimum lorsque les taux de croissance annuels moyens sont d'environ 0 %, soit en deçà du taux de croissance moyen de l'échantillon restreint, qui est de 1,6 %.

Le niveau d'emploi total (EMPLOY) dans le secteur manufacturier a un effet négatif et significatif au point de vue de la volatilité, ce qui confirme l'indication proposée par Malizia et Ke et laisse supposer qu'une augmentation de la covariance de la croissance associée aux marchés régionaux plus importants n'entraîne pas nécessairement une augmentation importante de la volatilité.

Dans les quatre secteurs industriels inclus dans le modèle, on constate un taux de volatilité plus élevé uniquement dans les régions où les branches d'activité fondées sur les produits différenciés détiennent une part de l'emploi supérieure à la moyenne. Les niveaux de volatilité ont aussi tendance à être plus élevés dans les régions où les entreprises sont concentrées dans les secteurs autres que ceux fondés sur des économies d'échelle. Mais ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs.

Quand on utilise les cœfficients normalisés pour mesurer l'influence relative des variables indépendantes, il est évident que la croissance (GROWTHSQ) et la spécialisation (HERF) sont celles qui influent le plus sur les niveaux de volatilité à travers toutes les divisions de recensement. Une augmentation d'un écart type de la valeur de chacune de ces variables donne lieu à une augmentation de la volatilité d'environ 0,6 écart type. Les deux autres variables les plus importantes sont la taille des usines et l'intensité des exportations, dont l'influence sur les niveaux de volatilité est d'environ le tiers de celle de la croissance et de la spécialisation.

Les résultats pour les grandes (colonne 2) et les petites (colonne 3) régions présentent des similarités et des différences (voir tableau 5). Ils sont les mêmes en ce qui a trait à l'effet de la diversification (HERF), de la croissance (GROWTHSQ) et de la taille (EMPLOY). Ils diffèrent quant à l'incidence des variables PLSIZE et EXPORT. Même si le niveau de volatilité est généralement plus faible dans les plus grands centres où la taille moyenne des usines est plus grande, ce rapport est statistiquement faible. Ce n'est pas le cas des centres plus petits, où la présence de grandes usines a tendance à réduire la volatilité plus que dans les grands centres et où le lien est beaucoup plus fort sur le plan statistique. Les exportations ont aussi une plus grande influence sur la volatilité dans les centres plus petits. Toutefois, chez les uns et les autres cas, la signification statistique de l'intensité des exportations est plus faible que dans le cas de l'échantillon global. On peut en déduire qu'une partie de la signification de l'intensité des exportations (EXPORT) dans l'échantillon complet comprenant les grandes et les petites régions tient à la différence entre les deux groupes de taille sur les plans de l'intensité des exportations et de la volatilité.

Enfin, l'incidence des parts des branches d'activité varie d'un modèle à l'autre. Plus précisément, les niveaux de volatilité ont tendance à être considérablement plus élevés dans les régions plus grandes dont la production est davantage axée sur les ressources que dans celles où les branches d'activité sont fondées sur des économies d'échelle. Dans le cas des régions plus petites, les niveaux de volatilité plus élevés sont associés à la présence de branches d'activité axées sur les sciences.

Dans l'ensemble, les modèles transversaux montrent qu'il y a un compromis à faire entre la croissance et la volatilité, surtout dans les régions dont le taux de croissance annuel moyen est supérieur à 0 %. Les résultats montrent aussi que plusieurs caractéristiques structurelles des différentes économies régionales sont associées à des niveaux de volatilité plus élevés; les régions plus spécialisées ou qui ont des usines plus petites ont tendance à afficher des niveaux de volatilité plus élevés. En outre l'analyse montre que, toutes choses étant égales par ailleurs, l'intensité des exportations a une incidence à la baisse sur la volatilité. Les régions qui sont davantage intégrées aux marchés mondiaux en raison de leurs exportations sont moins exposées aux bouleversements économiques. On constate un lien entre la diversité ou la croissance et la volatilité dans les régions tant petites que grandes. Par contre, la taille des usines et l'intensité des exportations affectent davantage sur les petits centres que sur les régions plus grandes.

Tableau 5. Variance de la croissance selon les modèles de régression transversaux

Variable	Toutes les régions	Grandes régions	Petites régions
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3
HERF	0,5616 (0,0001)	0,5134 (0,0003)	0,5372 (0,0001)
PLSIZE	-0,2266 (0,0004)	-0,1183 (0,0838)	-0,2716 (0,0007)
GROWTH	-0,1665 (0,0519)	-0,1297 (0,2803)	-0,0483 (0,7624)
GROWTHSQ	0,6396 (0,0001)	0,4489 (0,0069)	0,5953 (0,0012)
EMPLOY	-0,0330 (0,1032)	-0,0933 (0,0076)	-0,1545 (0,0723)
EXPORT	-0,2378 (0,0002)	-0,0886 (0,2568)	-0,2199 (0,0621)
RESOURCE	0,0363 (0,5357)	0,2553 (0,0080)	0,0075 (0,9306)
LABOUR	0,0326 (0,4626)	0,0876 (0,2533)	0,0893 (0,1811)
PROD_DIFF	0,0940 (0,0381)	0,0113 (0,8855)	0,1318 (0,0558)
SCIENCE	0,0786 (0,2049)	0,0742 (0,2061)	0,2329 (0,0018)
F	43,12	12,98	10,11
Adj R^2	0,6380	0,4092	0,5836
N	240	174	66

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de cœfficients normalisés (bêta). Les cœfficients normalisés mesurent la variation dans la valeur de variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les *valeurs P* sont indiquées entre parenthèses sous chaque cœfficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

4.3 Corrélats du changement sur le plan de la volatilité

Dans la section précédente, nous avons examiné la relation transversale entre certaines caractéristiques structurelles de chaque région et la volatilité. Nous avons estimé cette relation à l'aide des moyennes, calculées pour toute la période étudiée, des valeurs des variables dépendantes et indépendantes. Le modèle transversal présente un instantané de la façon dont, à un moment donné, les différences entre les caractéristiques des diverses régions sont liées à différents niveaux de volatilité. Il ne brosse pas nécessairement un tableau exact de la dynamique de la situation. Il ne nous permet pas de déduire comment des changements sur le plan des caractéristiques d'une période à l'autre influeront sur les changements sur le plan de la volatilité. Pour examiner cette question, nous estimons un modèle de différences d'ordre 1 qui admet des effets fixes.

Les niveaux de volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale au cours des deux moitiés de la période à l'étude sont présentés au tableau 6. Entre les périodes allant de 1976 à 1986 et de 1987 à 1997, le niveau de volatilité moyen des divisions de recensement a augmenté de 16 % par rapport au niveau de 1976-1986.

Dans la présente section, nous examinons le lien entre les changements survenus dans les caractéristiques structurelles et les changements sur le plan de la volatilité. À cet effet, nous tentons de déterminer si les effets fixes associés aux différentes divisions de recensement ont biaisé les estimations des paramètres des modèles transversaux. Les effets fixes sont des caractéristiques non observés qui varient selon la région. Ils agissent sur la volatilité et sont corrélés aux caractéristiques structurelles. Par exemple, il se peut que les entreprises nationales soient plus volatiles. Nous savons aussi que les entreprises nationales sont généralement plus petites. Par conséquent, l'omission d'une variable qui saisit l'importance des entreprises nationales dans une région donnée aurait pour effet de biaiser l'estimation de la taille moyenne des usines.

Afin d'apporter une correction pour les effets fixes, nous prenons les différences d'ordre 1 des variables dépendantes et nous établissons les mêmes équations que ci-dessus[12]. À cette fin, nous calculons le niveau de volatilité de chaque division de recensement pour deux périodes de 11 ans, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997, et nous prenons la différence entre les deux. Nous calculons pour chaque division de recensement la valeur moyenne de chacun des corrélats utilisés ci-dessus et la différence dans leur valeur d'une période à l'autre. Nous procédons ensuite à une régression des changements sur le plan de la volatilité sur les changements survenus dans les caractéristiques structurelles.

Pour illustrer les caractéristiques du modèle de différence d'ordre 1 que nous utilisons, supposons qu'au cours de la première période, t-1, la relation est :

$$y_{i,t-1} = \alpha + \beta x_{i,t-1} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t-1} \qquad (4)$$

où γ_i est l'effet fixe pour la région i qui est potentiellement corrélé à $x_{i,t-1}$. Cette corrélation signifie que les estimations de l'équation (4) qui ne contiennent pas une mesure de l'effet fixe non observable γ_i donneront lieu à des estimations biaisées du coefficient β.

Supposons ensuite que la relation durant la période t est la même que durant la période t-1 sauf que la valeur du paramètre de coordonnée à l'origine dans l'équation (4) est plus élevée :

$$y_{i,t} = (\alpha + \lambda) + \beta x_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}, \qquad (5)$$

où la différence entre les coordonnées à l'origine dans les deux périodes est λ. Si nous prenons alors les différences d'ordre 1, nous obtenons

[12] Nous avons aussi utilisé d'autres formes qui permettent la variation des paramètres de pente et la régression sur la moyenne. Cependant, comme tous ces modèles ont donné des résultats assez similaires, nous utilisons ici seulement la version simple exposée dans le présent document.

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \lambda + \beta\left(x_{i,t} - x_{i,t-1}\right) + \varepsilon, \qquad (6)$$

où $\varepsilon = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. Si l'équation (6) était estimée, λ (la coordonnée à l'origine) représenterait le déplacement du terme qui correspond à la coordonnée à l'origine qui détermine la volatilité et β ne devrait pas être biaisé puisque γ_i a été supprimé.

Tableau 6. Variance moyenne de la croissance des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 à 1986 et 1987 à 1997

Catégorie de Beale	1976 à 1986	1987 à 1997	n
Grandes régions métropolitaines	15,89	19,32	3
Grandes banlieues métropolitaines	77,71	164,79	15
Régions métropolitaines moyennes	35,95	44,45	12
Petites régions métropolitaines	150,60	83,18	31
Régions non métropolitaines - adjacentes	232,03	212,91	69
Régions non métropolitaines - non adjacentes	432,55	547,73	123

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Les estimations de régression sont présentées au tableau 7. Nous avons modifié les noms des variables pour montrer qu'elles mesurent la variation. Le préfixe D_ devant le nom de la variable indique une différence d'ordre 1. À la colonne 1, nous incluons toutes les principales variables utilisées aux fins de l'analyse transversale et nous utilisons l'échantillon complet des divisions de recensement grandes et petites. Pour les paramètres présentés aux colonnes 2 et 3, nous utilisons des sous-ensembles fondés sur les niveaux d'emploi qui correspondent à ceux utilisés aux colonnes 2 et 3 dans le tableau 5. La colonne 2 comprend les divisions de recensement qui comptent en moyenne plus de 1 000 employés et la colonne 3, les régions qui comptent en moyenne moins de 1 000 employés.

Il importe de diviser l'échantillon en petites et grandes régions, puisque la création ou la fermeture d'une ou de deux usines peut influer sur la variance de la croissance de l'emploi dans les petites régions. Ce phénomène est moins important dans les plus grandes régions où l'ouverture et la fermeture des usines a moins d'effets sur la volatilité globale. Le roulement normal au niveau de l'usine est moins important dans les grands centres que dans les petits, puisque chaque usine n'y représente qu'une petite part de l'emploi.

Les estimations des paramètres à la colonne 1 montrent que l'évolution du degré de spécialisation a un effet négatif mais statistiquement insignifiant sur la volatilité. Ce résultat est contraire à ceux qui montrent une forte association positive entre la spécialisation et la volatilité dans les modèles transversaux. La colonne 1 montre aussi que la variable PLSIZE a peu d'effet sur la volatilité tandis que les exportations ont un effet positif mais statistiquement faible. Par conséquent, contrairement aux résultats des modèles transversaux, le modèle de la différence d'ordre 1 montre que la taille moyenne des usines a peu d'incidence sur la volatilité et que l'intensité des exportations, qui a un effet à la baisse sur les résultats dans le cas du premier modèle, semble accroître la volatilité dans le second modèle. En outre, nous ne constatons pas de courbe en forme de U reliant la croissance et la volatilité dans le modèle de différence d'ordre 1. En général, les résultats du modèle de différence d'ordre 1, estimés pour l'ensemble des divisions de recensement grandes et petites, laissent supposer que les résultats du modèle transversal ne permettent pas de déduire la dynamique du changement. Ces résultats nous montrent, par exemple, que le niveau de volatilité est inférieur lorsque le degré de diversification est plus élevé, mais il n'indique pas qu'une plus grande diversification dans les régions aura pour effet d'accroître la volatilité à court terme. D'ailleurs, c'est bien le contraire qui se produit pour toutes les régions prises ensemble.

Par contre, les résultats du modèle de différence d'ordre 1 pour les grandes régions (colonne 2) sont, en général, similaires aux résultats de ceux du modèle transversal; c'est-à-dire, la diversification, l'augmentation de la taille moyenne des usines et l'intensification des exportations ont toutes tendance à réduire la volatilité. Lorsqu'on compare directement les résultats du modèle transversal et ceux du modèle de différence d'ordre 1 pour les grandes régions, il devient évident que, dans l'un et l'autre modèle, la diversification économique a l'incidence la plus importante sur la volatilité. Toutefois, contrairement aux résultats du modèle transversal, dans le cas des grandes régions, l'intensité des exportations et la taille des usines ont un effet négatif significatif et marqué sur le changement au point de vue de la volatilité. D'ailleurs, l'effet de l'intensification des exportations et de l'augmentation de la taille des usines est presque aussi important que celui de la diversification et supérieur à celui de la croissance (D_SQGROW). Ces deux dernières variables sont les plus importantes dans le modèle transversal. Ces résultats laissent supposer que les changements sur le plan de la diversité, de l'intensité des exportations et de la taille des usines ont une incidence assez similaire sur les changements sur le plan de la volatilité dans les grandes régions. Aucune des variables structurelles est à elle seule, la force motrice des fluctuations de la volatilité.

Dans les petites régions (colonne 3), le fait d'accroître la diversité et l'intensité des exportations tend à augmenter la volatilité, tandis que les augmentations des niveaux d'emploi et de la taille des usines ont pour effet de la réduire. Les cœfficients normalisés de la diversité et de l'intensité des exportations montrent que, dans les grandes régions, la magnitude de leur effet positif sur le changement au niveau de la volatilité est à peu près la même que celle de leur effet négatif.. Les signes opposés de la diversité et des exportations s'expliquent peut-être par le fait que la diversification ou l'intensification des exportations sont associées à l'ouverture de nouvelles usines[13]. La discontinuité qui en résulte donne lieu à une brève montée de la volatilité qui se

[13] Les changements au niveau de l'intensité des exportations peuvent aussi être associés à la fermeture d'usines. Ainsi, lorsque des usines dans les branches d'activité qui écoulent leurs produits sur les marches intérieurs ferment leurs portes en raison de la concurrence des importations, l'intensité des exportations de la region augmente.

traduit par une importante augmentation de cette dernière, mesurée entre les deux périodes. Tous ces résultats montrent à quel point les petites régions manufacturières se ressentent des bouleversements économiques. On comprend aussi que les généralités au sujet de l'effet de la diversification ou de l'intensification des exportations doivent tenir compte de la taille de la région. À court terme, du moins, les petites régions sont moins susceptibles de voir leur niveau de volatilité baisser à la suite d'une diversification ou de l'intensification des exportations. À long terme, ces changements peuvent donner lieu à des structures industrielles moins exposées aux bouleversements économiques, résultat que semble annoncer l'analyse transversale.

Tableau 7. Modèles de différence d'ordre 1 de la variation de la croissance

Variable	Toutes les régions	Grandes régions	Petites régions
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3
Coordonné à l'origine[a]	-30,47 (0,3338)	24,95 (0,0463)	-57,31 (0,4473)
D_HERF	-0,1588 (0,2799)	0,3607 (0,0063)	-0,3007 (0,0301)
D_PLSIZE	-0,0310 (0,5342)	-0,2091 (0,0103)	-0,0919 (0,0779)
D_EMPLOY	-0,0160 (0,4105)	0,0095 (0,7681)	-0,3195 (0,0207)
D_GROWTH	0,2874 (0,0147)	0,0720 (0,4141)	0,3692 (0,0109)
D_SQGROW	0,1722 (0,1944)	0,1566 (0,0365)	0,1631 (0,1866)
D_EXPORT	0,1096 (0,2657)	-0,2314 (0,0215)	0,3734 (0,0105)
D_RESOURCE	-0,1204 (0,3744)	-0,0022 (0,9834)	0,0027 (0,9864)
D_LABOUR	-0,0678 (0,4255)	-0,0239 (0,7954)	0,0297 (0,7818)
D_PROD_DIFF	0,0493 (0,6138)	0,0557 (0,5853)	0,2543 (0,0590)
D_SCIENCE	0,1168 (0,5459)	0,3155 (0,1267)	0,1628 (0,4121)
F	3,97	4,09	3,59
Adj R^2	0,1106	0,1517	0,2846
N	240	174	66

[a]Les estimations des paramètres pour les coordonnées à l'origine sont présentées dans leur forme naturelle plutôt que normalisée.

Nota : Sauf pour la coordonnée à l'origine, les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de cœfficients normalisés (bêta). Les cœfficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque cœfficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

4.4 Comprendre le changement structurel

Jusqu'à présent, nous avons analysé les corrélats éventuels des niveaux de volatilité à l'aide de certaines caractéristiques structurelles des économies régionales, soit la diversité, la taille des usines, l'intensité des exportations et la taille de l'emploi. Cependant, l'intensité des exportations et la taille de la région influent aussi sur la diversité et la taille des usines. Dans la présente sous-section, nous élaborons un modèle récursif simple qui nous permet d'examiner le lien entre, d'une part, les variables HERF et PLSIZE et, d'autre part, la taille de l'emploi et l'intensité des exportations.

Nous nous attendons à ce que les différences dans l'intensité des exportations entre les régions touchent fortement sur le niveau de spécialisation des économies locales. Plus particulièrement, les régions dont les niveaux d'exportation sont plus élevés sont probablement moins diversifiées puisqu'elles se sont spécialisées dans des branches d'activité où elles jouissent d'un avantage concurrentiel. Dans ce cas, il y aura un lien positif entre l'intensité des exportations (EXPORT) et l'indice HERF.

L'incidence de la taille globale des économies régionales sur leur degré de diversification va à l'encontre de l'effet de l'intensité des exportations sur l'indice HERF. Selon la théorie des places centrales (King, 1984) et la théorie de l'assise économique (Fujita, Krugman et Venebles, 1999), les endroits plus grands tendent à se diversifier davantage, les marchés locaux prenant assez d'expansion pour soutenir une plus grande gamme d'activités. Par conséquent, les régions où le niveau total d'emploi dans le secteur manufacturier (EMPLOY) est plus élevé ont généralement des valeurs inférieures sur l'indice HERF.

Le lien entre, d'une part, l'intensité des exportations et les niveaux d'emploi et, d'autre part, l'indice de Herfindahl est présenté à la colonne 1 du tableau 8. Conformément aux hypothèses formulées, nous constatons qu'il y a des liens étroits et statistiquement significatifs entre les variables EXPORT, EMPLOY et HERF. Les régions dont l'intensité des exportations est plus grande sont plus spécialisées et celles qui ont des niveaux d'emploi plus élevés sont plus diversifiées.

La deuxième colonne du tableau 8 présente les paramètres d'une régression de la taille moyenne des usines sur l'intensité des exportations et la taille de l'emploi dans le secteur manufacturier dans la région. Si l'accroissement des échanges était attribué à des économies d'échelle, nous nous attendrions à ce que la taille des usines soit plus grande dans les régions qui sont davantage intégrées aux marchés d'exportation. La taille des marchés locaux peut aussi influer sur la taille des usines si les plus grandes régions facilitent l'accès à un plus large bassin de travailleurs et à des plus grands marchés locaux qui permettent la fabrication de produits par des usines plus grandes. Enfin, la taille moyenne des usines peut varier selon le type de branche d'activité dans la région. Pour tenir compte de ces possibilités, nous incluons dans le modèle les variables EXPORT, EMPLOY et les parts des secteurs.

Conformément à nos attentes, nous constatons un lien positif et statistiquement significatif entre l'intensité des exportations et la taille moyenne des usines (voir le tableau 8). Nous constatons aussi un lien positif et statistiquement robuste entre le niveau total de l'emploi dans une région et la taille des usines. Par conséquent, lorsque nous tenons compte des effets de la structure industrielle, il est évident que les régions qui sont plus grandes et plus intégrées à l'économie mondiale en raison de leurs échanges commerciaux ont aussi tendance à avoir des usines de taille supérieure[14].

Tableau 8. Modèles de régression à variables structurelles

Variable	HERF	PLSIZE
	Colonne 1	Colonne 2
EXPORT	0,4532 (0,0001)	0,4217 (0,0001)
EMPLOY	-0,2050 (0,0051)	0,0789 (0,0215)
RESOURCE		-0,1093 (0,2321)
LABOUR		-0,0487 (0,3700)
PROD_DIFF		-0,1001 (0,0194)
SCIENCE		0,0543 (0,1509)
Adj R^2	0,2495	0,2557
N	240	240

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de cœfficients normalisés (bêta). Les cœfficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque cœfficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

Pris ensemble, les résultats des modèles HERF et PLSIZE révèlent que l'incidence de l'intensité des exportations sur la variance des taux de croissance va dans deux directions opposées. D'une part, les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée ont tendance à être plus spécialisées, ce qui a pour effet d'accroître leur volatilité. D'autre part, une plus grande intensité des exportations est associée à des usines de taille plus grande, ce qui a tendance à réduire la volatilité globale. Il reste à déterminer quel est l'effet net de l'intensité des exportations sur la volatilité lorsqu'il est tenu compte de son incidence indirecte.

[14] Nous mesurons l'intensité des exportations au moyen des réponses fournies aux questionnaires détaillés, ce qui laisse supposer que le lien entre l'intensité des exportations et la taille des usines pourrait être attribuable au fait que les usines plus grandes sont les seules qui déclarent des exportations. Toutefois, le lien positif entre l'intensité des exportations et la taille des usines est robuste même si l'on tient compte de l'effet de la proportion des ventes du secteur manufacturier dans une division de recensement calculée d'après des questionnaires détaillés.

Pour vérifier l'importance de l'effet indirect de l'intensité des exportations sur la volatilité, nous avons estimé le modèle transversal présenté au tableau 5 en excluant les variables HERF et PLSIZE. Nous avons pu alors vérifier si une partie de la variance de l'intensité des exportations corrélées aux variables HERF et PLSIZE est aussi corrélée à la volatilité. Les résultats du nouveau modèle (de forme réduite) ne différaient pas qualitativement de ceux présentés au tableau 5. Cela était vrai pour les trois différents échantillons. La principale différence entre les deux modèles était que l'effet négatif de la variable EXPORT sur la volatilité était plus faible. On peut donc conclure que, si des niveaux d'exportation plus élevés peuvent réduire la volatilité, cet effet négatif est en partie annulé par les niveaux de spécialisation plus élevés qui sont aussi associés à une plus grande intensité des exportations.

4.5 Corrélats du changement dans les variables structurelles

Dans la dernière section, nous avons déclaré que les niveaux des exportations et de l'emploi total sont corrélés aux niveaux de spécialisation dans toutes les régions et que les exportations sont corrélées à la taille des usines. Dans la présente section, nous tâchons de déterminer si ces rapports continuent d'exister malgré les changements qui surviennent au fil du temps. Pour ce faire, nous régressons la différence d'ordre 1 des variables HERF et PLSIZE sur la différence d'ordre 1 des variables EXPORT et EMPLOY. Les estimations des paramètres sont présentées au tableau 9. Nous avons appliqué pour nommer les variables la même convention que celle exposée ci-dessus, où les variables précédées du préfixe D_ servent à mesurer la différence dans la valeur moyenne entre deux périodes, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997. Nous avons inclus aussi dans les modèles la valeur des variables dépendantes durant la première période (HERF76 et PLSIZE76), ce qui nous permet de procéder à un test de régression sur la moyenne.

La première colonne du tableau 9 contient les estimations du lien entre les changements sur le plan de l'intensité des exportations, des niveaux d'emploi et de la taille des usines, et le changement sur le plan de la spécialisation entre les deux périodes visées, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997. D'après les résultats des modèles transversaux à variables structurelles présentés au tableau 8, on s'attendrait à ce que tout changement dans l'indice HERF soit associé positivement aux changements sur le plan de l'intensité des exportations et négativement aux changements sur le plan des niveaux d'emploi dans le secteur manufacturier. Les résultats confirment nos attentes pour ce qui est des exportations. En effet, nous constatons un lien positif et fortement significatif entre les changements sur le plan des exportations et une plus grande spécialisation. Par contre, nous ne constatons virtuellement aucune association entre le changement dans la variable D_EMPLOI et la spécialisation.

Enfin, l'estimation du paramètre pour le niveau de spécialisation initial (HERF76) est négative et fortement significative, ce qui témoigne d'une régression sur la moyenne. Ainsi, les régions qui sont spécialisées durant la première période ont tendance à l'être moins durant la deuxième période et vice versa.

La deuxième colonne du tableau 9 présente les estimations des paramètres pour les changements sur le plan de la taille des usines. Les résultats sont conformes à ceux présentés au tableau 8, c'est-à-dire que la taille des usines a augmenté dans les divisions de recensement dont l'intensité des exportations a augmenté. La taille des usines a aussi augmenté en général dans les régions où les nivaux d'emploi dans le secteur manufacturier ont augmenté dans l'ensemble, d'une période à l'autre.

Dans l'ensemble, les modèles présentés au tableau 9 montrent que les changements sur le plan de l'intensité des exportations ont été associés à des changements sur le plan de la structure des économies régionales durant la période étudiée. Essentiellement, nous avons constaté en général une plus grande spécialisation et des usines de plus grande taille des les régions dont l'intensité des exportations augmente que dans celles qui sont moins intégrées aux marchés mondiaux. Ce résultat confirme nos prévisions à l'effet que l'augmentation des échanges devrait avoir pour conséquence des usines de taille plus grande. Dans le contexte du présent document, ces résultats laissent supposer aussi qu'une augmentation de l'intensité des exportations a indirectement un effet modérateur et un effet amplificateur sur la volatilité en raison de son incidence sur la taille des usines et la spécialisation régionale, respectivement.

Nous pouvons estimer l'effet net d'une augmentation de l'intensité des exportations sur le changement sur le plan de la volatilité en éliminant les variables D_HERF et D_PLSIZE du modèle de la volatilité à différence d'ordre 1 présenté à la section 4.3. L'estimation de ce modèle après élimination de ces deux variables ne modifie pas les résultats sur le plan qualitatif. Par conséquent, après avoir tenu compte de l'effet indirect de l'augmentation de l'intensité des exportations sur la structure des économies régionales, il demeure vrai que l'augmentation de l'intensité des exportations a tendance à réduire la volatilité dans les grandes régions et à l'accroître dans les régions manufacturières plus petites.

Tableau 9. Modèles à différence d'ordre 1 des variables HERF et PLSIZE

Variable	D_HERF	D_PLSIZE
	Colonne 1	Colonne 2
Coordonné à l'origine[a]	-0,0024 (0,7861)	-1,0671 (0,8480)
HERF76	-0,3152 (0,0002)	
PLSIZE76		-0,0663 (0,7093)
D_EXPORT	0,1783 (0,0150)	0,2519 (0,0553)
D_EMPLOY	0,0058 (0,6354)	0,0801 (0,0231)
D_RESOURCE		-0,0406 (0,4701)
D_LABOUR		0,0389 (0,5128)
D_PROD_DIFF		-0,0995 (0,0669)
D_SCIENCE		0,0619 (0,1155)
Adj R^2	0,1517	0,0869
N	240	240

[a]Les estimations des paramètres pour les coordonnées à l'origine sont présentées dans leur forme naturelle plutôt que normalisée.

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de cœfficients normalisés (bêta). Les cœfficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque cœfficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

5. Conclusion

Nous avons examiné dans le présent document le lien qui existe entre la volatilité de l'emploi et la diversité de la structure industrielle dans le secteur manufacturier dans les régions urbaines et rurales au Canada.

Nous constatons que la volatilité de l'emploi dans le secteur industriel dans les noyaux centraux des grands centres urbains est beaucoup plus faible que dans les régions rurales. Les premiers sont beaucoup plus diversifiés que les deuxièmes. Par conséquent, à prime abord, la volatilité serait liée à la diversification. Ce résultat est confirmé par une analyse transversale à plusieurs variables fondée sur des données moyennes recueillies à travers quelque 240 divisions de recensement portant sur la période de 20 ans comprise entre 1976 et 1997. Dans ces régressions, on observe une corrélation positive entre la volatilité et la spécialisation, après avoir tenu compte de l'effet d'autres caractéristiques structurelles des divisions de recensement. L'analyse de différence d'ordre 1 révèle le même lien entre la volatilité et la spécialisation. Par conséquent, contrairement à de nombreux autres chercheurs, nous constatons un lien étroit et constant entre le degré de diversification et la stabilité d'une région, les régions plus diversifiées ayant tendance à être aussi plus stables.

La spécialisation n'est pas l'unique facteur structurel lié à la volatilité. Les régions où la croissance est plus rapide sont plus volatiles. Les planificateurs régionaux se trouvent devant un compromis à faire entre la croissance et la stabilité. De façon générale, l'ajout à la composition industrielle d'une région de branches d'activité à forte croissance a pour effet d'accroître la volatilité. Nous constatons aussi que la volatilité est généralement plus faible dans les régions où les usines sont plus grandes.

L'augmentation de l'intensité des exportations a une incidence directe et indirecte sur la volatilité. L'effet direct de l'intensité des exportations a tendance à être négatif, c'est-à-dire que les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée ont tendance à être moins volatiles. L'effet indirect de l'intensité des exportations se manifeste sur le plan de la structure des économies régionales. En concordance avec les explications des échanges fondées sur l'avantage concurrentiel et les rendements croissants, les régions dans lesquelles l'intensité des exportations a augmenté ou augmente sont plus spécialisées et leurs usines ont tendance à être de taille plus grande. Par ailleurs, les modèles de la volatilité transversaux et à différence d'ordre 1 laissent supposer que la présence d'usines de taille plus grande est associée à un plus faible niveau de volatilité et que les niveaux plus élevés de spécialisation sont associés à des niveaux plus élevés de volatilité. Par conséquent, l'intégration croissante du Canada aux marchés mondiaux met en jeu des forces qui ont à la fois un effet modérateur et un effet amplificateur sur la volatilité.

Après avoir tenu compte de l'effet direct de l'intensification des exportations sur la volatilité et de son effet indirect par le biais de son incidence sur la taille des usines et sur la diversité, nous avons constaté que l'effet net sur la volatilité est négatif. Les régions qui sont plus intégrées à l'économie mondiale ont tendance à être moins volatiles même si elles aussi tendance à être plus spécialisées.

Nous constatons que les régions dont l'intensité des exportations augmente se spécialisent davantage et que la taille de leurs usines augmente. Pourtant, dans l'ensemble, les régions deviennent plus diversifiées et, en moyenne, la taille des usines diminue, ce qui laisse supposer que d'autres changements structurels se produisent dans l'économie qui vont à l'encontre de l'influence de la libéralisation des échanges. Les augmentations de l'intensité des exportations ont eu un effet modérateur sur les vastes déplacements qui ont abouti à une plus grande diversification et à des usines de taille plus petite.

Enfin, nous montrons dans le présent document qu'il faut user de prudence en faisant des généralisations au sujet du lien entre l'évolution des exportations et les changements sur le plan de la volatilité étant donné des différences qui existent entre les petites et les grandes régions. Dans les grandes régions, l'augmentation de l'intensité des exportations a un effet direct à la baisse sur le niveau de volatilité, contrairement aux petites régions où la volatilité augmente. Les déplacements que produit dans l'économie des petites régions l'adoption d'une structure industrielle moins exposée aux bouleversements économiques augmentent en eux-mêmes la volatilité. Par conséquent, nous concluons que les observations au sujet de la diversité et des avantages d'une plus grande libéralisation des échanges ne s'appliquent pas également aux petites et aux grandes régions. La diversification et la libéralisation des échanges peuvent réduire la volatilité dans les régions plus grandes, mais ils n'ont pas le même effet dans les régions plus petites qui, de par leur nature même, ont beaucoup plus de difficulté à s'adapter au changement structurel, même s'il est associé, théoriquement et empiriquement, à une baisse de la volatilité.

En conclusion, nous montrons dans le présent document que les politiques axées sur la diversification des économies régionales devraient aider à les rendre moins vulnérables aux bouleversements économiques. La poursuite concomitante de politiques visant à promouvoir les exportations peut aller à l'encontre de l'objectif de promotion de la diversification, mais ces politiques n'augmentent pas nécessairement la volatilité des économies régionales. En effet, l'augmentation de l'intensité des exportations est généralement associée à une baisse de la volatilité. Toutefois, cela ne veut pas dire qu'il n'y ait pas de prix à payer pour augmenter l'intensité des exportations. Dans le cas des économies manufacturières plus petites et souvent rurales, la restructuration sur le plan économique qui résulte de l'accroissement des échanges a tendance à augmenter la volatilité, du moins à court terme.

Bibliographie

Attaran, M. 1986. Industry diversity and economic performance in U.S. areas. *Annals of Regional Science*. 20: 44-54.

Baldwin, J.R. 1998. Were small firms the engines of growth in the 1980s?" *Small Business Economics* 10 (1998): 349-64.

Baldwin, J.R., D. Beckstead et R. Caves. 2001. *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation*. Documents de recherche N° 179. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R., L. Bian, R. Dupuy et G. Gellatly. 1999. *Taux d'échec des nouvelles entreprises canadiennes : Nouvelles perspectives sur les entrées et les sorties*. N° 61-526 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et W.M. Brown. 2001. *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales*. Documents de recherche N° 169. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et N. Dhaliwal. 2000. *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger*. Documents de recherche N° 118. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R., R. Jarmin et J. Tang. 2002. *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparaison Canada/États-Unis*. Analyse économique, Documents de recherche N° 003. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et M. Rafiquzzaman. 1994. *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)*. Documents de recherche N° 61. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Brown, D.J. et J. Pheasant. 1985. A Sharpe portfolio approach to regional economic analysis. *Journal of Regional Science*. 25(1): 51-63.

Chaundy, D. 2001. « Export Diversity in Atlantic Canada. » Dans *Atlantic Canada's International Trade in a Post-FTA Era*. D. Chaundy (dir.). Halifax : Conseil économique des provinces de l'Atlantique.

Coffey, W.J. 1994. *The Evolution of Canadian Metropolitan Economies*. L'Institut de recherche en politiques publiques (IRPP) : Montréal, Québec.

Conroy, M.E. 1974. Alternative strategies for regional industrial diversification. *Journal of Regional Science*. 14(1): 31-46.

Conroy, M.E. 1975. *Regional Economic Diversification*. New York: Praeger.

Davis, D. 1995. Intra-industry trade: A Heckscher-Ohlin-Ricardo approach. *Journal of International Economics*. 39(3-4): 201-26.

Fujita, M., P. Krugman et A.J. Venebles. 1999. *The Spatial Economy: Cities Regions and International Trade*. MIT Press.

Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.S. Scheinkman et A. Shleifer. 1992. Growth in cities. *Journal of Political Economy*. 100(6): 1126-1152.

Grubel, H.G. et P.J. Lloyd. 1975. *Intra-industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*. New York: John Wiley and Sons.

Gu, W. et G. Sawchuk. 2000. *Changing realities: How Canadian provinces are adjusting to a larger more integrated North American market*. Document de travail. Ottawa : Direction générale de la politique micro-économique, Industrie Canada.

Head, K. et J. Ries. 1999. Rationalization effects of tariff reductions. *Journal of International Economics*. 47(2): 295-230.

Helpman, E. et P.R. Krugman. 1985. *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and International Economy*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Howes, C. et A.R. Markusen. 1993. Trade, industry and economic development. Dans *Trading Industries, Trading Regions*. H. Noponen, J. Graham et A.R. Markusen (dir.). New York: The Gilford Press.

King, L.J. 1984. *Central Place Theory*. Beverly Hills: Sage.

Kort, J.R. 1981. Regional economic instability and industrial diversification in the U.S. *Land Economics*. 57(Nov): 596-608.

Krugman, P.R. 1981. Intraindustry specialization and the gains from trade. *Journal of Political Economy*. 89 (5): 959-974.

Krugman, P.R. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Krugman, P.R. 1994. *Rethinking International Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Macbean, A.I. et D.T. Nguyen. 1980. Commodity concentration and export earnings instability: A mathematical analysis. *The Economic Journal*. 90: 354-362.

Malizia, E.E. et S. Ke. 1993. The influence of economic diversity on unemployment and stability. *Journal of Regional Science*. 33: 221-235.

Marshal, A. 1920. *Principles of Economics*. Londres: Macmillan.

Ohlin, B. 1933. *Interregional and International Trade*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Porter, M.E. 1998. *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*. New York: The Free Press.

Pred, A. 1966. *The Spatial Dynamics of U.S. Urban-Industrial Growth*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Savoie, D.J. 1992. *Regional Economic Development: Canada's search for Solutions*. Deuxième édition. Toronto: University of Toronto Press.

Scott, A.J. 1996. Regional motors of the global economy. *Futures*. 27(5): 505-526.

Storper, M. 1999. The resurgence of regional economics: ten years later. Dans T. Barnes et M. Gertler (dir.). *The New Industrial Geography: Regions, Regulation and Institutions*. Londres: Routledge.

Schoening, N.C. et L.E. Sweeney. 1989. Applying industrial diversification decision model to small regions. *Review of Regional Studies*. 19: 14-17.

Schoening, N.C. et L.E. Sweeney. 1992. Proactive industrial development strategies and portfolio analysis. *Review of Regional Studies*. 22: 227-238.

Siegel, P.B., J. Alwang et T.G. Johnson. 1994. Toward and improved portfolio variance measure of regional economic stability. *The Review of Regional Studies*. 24(1): 71-86.

Siegel, P.B., J. Alwang et T.G. Johnson. 1995. A structural decomposition of regional economic instability: a conceptual framework. *Journal of Regional Science*. 35(3): 457-470.

Sharpe, W.F. 1970. *Portfolio Theory and Capital Markets*. New York: McGraw-Hill.

Sherwood-Call, C. 1990. Assessing regional economic stability: a portfolio approach. *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*. Hiver: 17-26.

Smith, E.D. 1990. Economic stability and economic growth in rural communities: Dimensions relevant to local employment creation strategy. *Growth and Change*. 21(4): 3-18.

Statistique Canada. 2001. Cansim, matrice 3685 : Exportations de marchandises sur la base de la balance des paiements, par 64 groupes principaux et par 6 marchés principaux, dérivés de la nomenclature standard des biens, en millions de dollars. Ottawa : Statistique Canada.

Wagner, J.E. et S.C. Deller. 1998. Measuring the effects of economic diversity on growth and stability. *Land Economics*. 74(4): 541-56.

ANALYSE ÉCONOMIQUE
DOCUMENTS DE RECHERCHE

No.001 *Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : L'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications.* **Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (1 mars 2002)**

No.002 *Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis.* **Beiling Yan (mai 2002)**

No.003 *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparison Canada/États-Unis.* **John Baldwin, Ron S. Jarmin et Jianmin Tang (mai 2002)**

No.004 *Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – 1999 : La livraison des biens et des services sur les marchés internationaux.* **Colleen Cardillo (avril 2002)**

No.005 *Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce.* **John R.Baldwin et W.Mark Brown (juillet 2002)**